Niveau(x) d'enseignement: 7 Numéro EDUQ : 8270441
Centre d'intérêt: 34

Gagné, François, 1940-.

Comparaison du rendement académique et des perceptions face à l'enseignement reçu d'étudiants appartenant à des classes mixtes quant à l'orientation : rapport de recherche commandé par le Comité d'enquête sur les cégeps du Conseil supérieur de l'éducation / par François Gagné et Jean-Pierre Joyal. -- [Québec] : Ministère de l'Éducation, Service général des communications, 1974.
107 p. ; 25 cm.

En tête du titre: INRS-Education, Institut national de la recherche scientifique, Université du Québec. Titre de la couv.: Comparaison des renseignements académiques. Titre du dos: Comparaison des rendements académiques. Code: 50-2018. Bibliographie: p. 85.

Cote Dewey: 378.16'09714/G135c Cote LC: LA/418/.03

Descripteur(s): *Comportement de l'étudiant *Attitude de l'étudiant *Rendement scolaire *Satisfaction de l'étudiant *Enseignement général *Enseignement professionnel *Evaluation par l'étudiant *Orientation scolaire *Regroupement *Collégial (Niveau)

Identificateur(s) de nom: *PERPE (Test)

Le Conseil supérieur de l'éducation a reçu pour mandat, en 1973, de recueillir des données sur le regroupement des étudiants des secteurs général et professionnel, au niveau collégial, et sur la possibilité pour ces étudiants de choisir une nouvelle orientation. Concrètement, l'étude a porté sur certains comportements des étudiants du général et du professionnel, lorsque ces deux sous-groupes se retrouvent dans des classes mixtes. La première partie tente de déterminer si se vérifie l'hypothèse d'un écart de rendement scolaire favorisant les étudiants du secteur général. La deuxième partie porte sur la satisfaction des étudiants face à l'enseignement reçu.

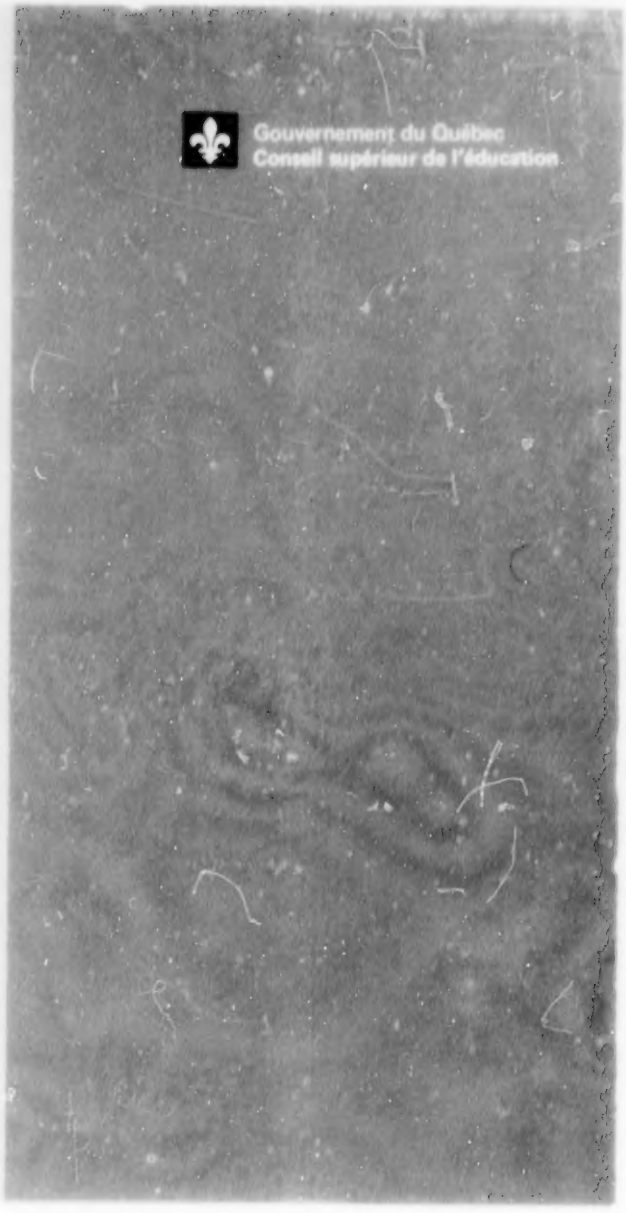
Les analyses ont été réalisées à l'aide de deux ensembles de données totalement indépendantes les unes des autres. Il s'agit d'une part de l'échantillon des 1196 classes où fut administré le questionnaire PERPE au cours de l'automne 1970; d'autre part, d'un questionnaire distribué à l'automne 1973, dans des conditions identiques, à un total de 458 classes.

Il ressort de cette recherche que, dans des classes mixtes quant à l'orientation, on observe un écart de rendement scolaire entre les étudiants d'orientation professionnelle et générale, en faveur de ces derniers; on observe aussi un écart de rendement scolaire entre les garçons et les filles, en faveur de ces dernières. D'autre part, de façon générale, les auteurs ne peuvent affirmer qu'il existe une tendance de la part des étudiants de l'une ou l'autre orientation à exprimer des perceptions nettement différentes quant au rang du

professeur ou quant aux apprentissages qu'ils jugent avoir effectués; ils ne peuvent affirmer non plus qu'il existe un écart significatif entre les perceptions des deux sexes.

Type de document: r
Auteur de l'analyse: jr

EDUQ 8270441



COMPARAISON des RENSEIGNEMENTS ACADÉMIQUES

E D U Q 8270441

MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION
DIRECTION GÉNÉRALE DE
LA PLANIFICATION

INRS - EDUCATION

Institut national de la recherche scientifique -
Université du Québec

Comparaison du rendement académique et des perceptions face à l'enseignement reçu d'étudiants appartenant à des classes mixtes quant à l'orientation

Rapport de recherche commandé par le
comité d'enquête sur les cégeps
du Conseil supérieur de l'éducation

par

François Gagné, Ph.D.

et

Jean-Pierre Joyal, B.Spéc.(Ps.)

Mai 1974

BIBLIOTHÈQUE NATIONALE DU QUÉBEC

Éléments de catalogage avant publication

Gagné, Francoys, 1940-

Comparaison du rendement académique et des perceptions face à l'enseignement reçu d'étudiants appartenant à des classes mixtes quant à l'orientation: rapport de recherche commandé par le Comité d'enquête sur les cegeps du Conseil supérieur de l'Éducation / par Françoys Gagné, ... et Jean-Pierre Joyal, ... — [Québec]: Service général des communications, ministère de l'Éducation.

Publié antérieurement par l'INRS-Éducation, Institut national de la recherche scientifique, Université du Québec.

Bibliographie.

1. Classement et notation (Étudiants). 2. Enseignants — Évaluation par les étudiants. I. Joyal, Jean-Pierre. II. Institut national de la recherche scientifique. Éducation. III. Québec (Province) Conseil supérieur de l'Éducation. IV. Titre.

E3A1G31

Dépôt légal: 4e trimestre 1976
Bibliothèque nationale du Québec

AVANT-PROPOS

La Comparaison du rendement académique et des perceptions face à l'enseignement reçu d'étudiants appartenant à des classes mixtes quant à l'orientation faite par MM. François Gagné et Jean-Pierre Joyal, est l'un des rapports de recherche réalisés à la demande du Conseil supérieur de l'Éducation, dans le cadre des travaux de son Comité d'étude sur l'enseignement collégial qui a produit le rapport "LE COLLEGE - Rapport sur l'état et les besoins de l'enseignement collégial".

La question du regroupement des secteurs général et professionnel des collèges était l'une des préoccupations du Conseil et la présente étude, par un biais particulier, se veut un éclairage à cette question.

Il va de soi que si le Conseil s'en est inspiré, ledit travail demeure la seule responsabilité de ses auteurs.

Publications parues dans la même série:

- Le Collège - synthèse de la consultation sur l'état et les besoins de l'enseignement collégial, Francine Hallé.

- Les attentes des étudiants de niveau collégial, traduction scolaire d'un milieu socio-économique, Paul Béland, mai 1974.

- Attitudes des étudiants du collégial face à leur activité et à leur contexte scolaires, Léon Bernier.

- Connaissance des principaux modèles théoriques d'éducation, Gaétan Y. Allard, René Hivon, Gilbert Leclerc, Hélène Méhu, Gérard Poulin, Marcel Riendeau, août 1974.

Préface

Nous désirons remercier M. Gilbert Desrosiers, secrétaire général du Conseil supérieur de l'Education, ainsi que Mlle Francine Hallé, chargée de recherche au CSE, pour l'accueil chaleureux qu'ils nous ont réservé dès nos premiers contacts avec eux. Cette première expérience de collaboration fut pour nous extrêmement stimulante.

Sans doute trouvera-t-on un peu long le présent rapport. En raison d'habitudes de travail acquises au cours de nombreuses années de recherche, où les principaux résultats étaient destinés à des personnes moins férues que nous de méthodologie et de statistiques, nous avons pris l'habitude de ne pas court-circuiter la partie technique de nos travaux, quitte à faire des efforts spéciaux pour vulgariser certains de ses passages. Cette option allonge inévitablement nos textes. Nous espérons toutefois que ces efforts permettront au lecteur de mieux comprendre le pourquoi des nombreux contrôles méthodologiques que nous devons effectuer et les nuances que nous devons introduire au moment d'interpréter les résultats. Le chercheur peut rarement se prononcer avec la même assurance que le politicien!

Table des matières

I - INTRODUCTION

1. Position du problème 1

II - Premier groupe d'analyses: orientation et rendement académique

2. Rendement académique: données de l'automne 1970 8

3. Rendement académique: données de l'automne 1973 41

4. Synthèse et interprétation des résultats 52

III- Second groupe d'analyses: orientation et perceptions étudiantes

5. Orientation et "satisfaisance" du professeur 63

6. Orientation et quantité d'apprentissages effectués 72

7. Synthèse et interprétation des résultats 79

Références 84

APPENDICES

A- Septième mandat du CSE 85
B- Statistiques descriptives diverses 88
C- Analyses de la variance (automne 1970) 93
D- Analyses de la variance (automne 1973) 103

I - INTRODUCTION

CHAPITRE PREMIER

Position du problème

1.1 Historique sommaire

La création des premiers cégeps en 1967 a introduit plusieurs transformations majeures dans les structures et les programmes de l'enseignement post-secondaire, notamment le regroupement d'étudiants de collèges classiques avec ceux d'institutions de formation professionnelle. Dans les chapitres II et VI du tome 2 de leur rapport, les membres de la Commission Royale d'enquête sur l'enseignement dans la province de Québec (Gouvernement du Québec, 1964) donnaient divers motifs pour justifier ce regroupement:

a) des motifs d'ordre matériel, tout spécialement une concentration des ressources permettant d'assurer de meilleurs services (p. 58);

b) des motifs d'ordre pédagogique, entre autres un meilleur équilibre dans les deux secteurs entre la formation générale et la spécialisation (p. 158);

c) des motifs d'ordre socio-culturel, dans le sens d'un rapprochement et d'une compréhension meilleure entre personnes qui se destinent à des carrières fort distinctes et qui peuvent entretenir les uns vis-à-vis des autres des perceptions stéréotypées (p. 59).

Au plan des modalités de ce regroupement, les auteurs du Rapport Parent souhaitaient-ils un "mariage" avec séparation ou avec communauté de biens? Dans plusieurs passages, notamment aux pages 158-160, 170-171, 174-177 du tome 2, on peut déduire qu'ils entrevoyaient une compénétration étroite des deux groupes, concrétisée tout particulièrement par la

constitution de classes mixtes[1] quant à l'orientation.

1.2 Une carence flagrante d'informations

Quel degré de rapprochement chaque cégep a-t-il opéré, volontairement ou non, entre les étudiants des deux voies? Peut-on vérifier si les trois objectifs visés ont été atteints plus ou moins parfaitement selon le degré et les formes de rapprochement adoptées localement? Ce sont là des questions fort pertinentes, auxquelles il sera malheureusement impossible de répondre scientifiquement. En effet, nous ne connaissons aucune cueillette systématique d'informations sur ce sujet, exception faite peut-être des données recueillies et colligées par la DIGEC sur le cheminement pédagogique de chaque étudiant du réseau collégial. La seule autre source d'informations quelque peu substantielles se trouverait dans les banques de données que l'équipe PERPE accumule depuis 1970. Or, nous verrons dans les pages qui vont suivre que ce matériel demeure malgré tout fort limité par comparaison à l'ampleur et à la complexité des questions posées autour du problème du regroupement des deux voies.

1.3 Contexte immédiat du projet

Au printemps 1973, le Ministère de l'Education du Québec mandatait le Conseil supérieur de l'Education pour effectuer une enquête sur ce sous-produit direct du rapport Parent que sont les collèges d'enseignement général et professionnel (cégeps). Le problème soulevé ci-haut s'inscrit directement dans le champ d'étude que le CSE a circonscrit pour les fins de cette enquête. Ainsi, dans un texte daté du 23 novembre 1973 (CSE, 1973), le comité responsable de ce projet a subdivisé sa collecte

---

(1) Ce terme désignera dans le présent texte des classes comportant une proportion variable, mais différente de zéro, d'étudiants du général et du professionnel. Toute autre forme de mixité des groupes sera spécifiée.

d'informations en 19 "mandats", dont le septième porte le titre suivant:

> "Recueil de données sur le regroupement des étudiants des secteurs général et professionnel au niveau collégial et sur la possibilité pour les étudiants de choisir une nouvelle orientation".

On trouvera à l'appendice A le texte descriptif de ce septième mandat. Si le nom de PERPE apparaît comme ressource possible, c'est que nous avions déjà pris l'initiative d'offrir nos services au CSE, en donnant quelques exemples sommaires de travaux que nous pourrions effectuer.

Les informations recueillies dans le cadre du septième mandat devraient selon nous amener le CSE à se prononcer sur les effets positifs et négatifs de cette intégration des deux voies au sein d'une même institution. Cette question est certes fort complexe et elle nécessitera de la part du CSE une pondération minutieuse de nombreux éléments, dont la majorité n'auront pu malheureusement être mesurés avec précision.

Parmi les sous-questions auxquelles le CSE pourrait s'attarder à l'intérieur de ce thème, il en est une qui touche des informations en notre possession: "faut-il encourager ou non le regroupement d'étudiants des deux voies dans une même classe?"

Eu égard à cette question, notre lecture de certains passages du "rapport Parent" nous amenait à conclure que les membres de cette commission d'enquête souhaitaient un rapprochement aussi étroit que possible des étudiants des voies générale et professionnelle, notamment en constituant chaque fois que possible des classes mixtes. Si ce mode de rapprochement paraissait à l'époque éminemment désirable, peut-on, sur la base des expériences vécues, porter aujourd'hui un jugement aussi univoquement positif à l'endroit de cette formule?

L'unanimité ne semble guère faite sur cette question. Plusieurs professeurs ou professionnels que nous avons rencontrés se disent opposés à un rapprochement étroit des deux groupes. Les motifs invoqués sont

variés. Par exemple, certains défendront l'importance primordiale de l'objectif suivant: la reconstitution à l'intérieur de l'institution de "cellules" où les contacts interpersonnels seront facilités. Or, la réalisation de cet objectif exige notamment une homogénéisation des "cellules" en question, de façon à pouvoir construire un horaire de cours commun pour tous ses membres. Il y a donc incompatibilité entre cet objectif et celui d'un rapprochement maximal des deux voies.

Pour d'autres professeurs ou professionnels, la remise en question de cette formule s'appuie sur des arguments intrinsèques, tout spécialement le suivant. Plus souvent qu'autrement, selon eux, les étudiants d'orientation professionnelle placés dans des classes mixtes réussiront moins bien que leurs confrères ou consoeurs d'orientation générale. Les effets nocifs d'un tel écart seraient multiples:

a) le dossier scolaire de ces étudiants subirait une baisse, jugée injuste parce que produite par un contexte de compétition artificiel, peu susceptible de se produire sur le marché du travail;

b) l'écart de rendement, inévitablement observé par les étudiants, cristalliserait des préjugés reliés aux aptitudes intellectuelles différentes des deux groupes;

c) l'insatisfaction étudiante face au cours et au professeur serait plus élevée dans ces classes mixtes, découlant des difficultés rencontrées par le professeur dans ses efforts pour satisfaire des attentes divergentes au sein de ces groupes.

1.4 Sujet spécifique de notre recherche

Notre recherche se rattache à ce réseau d'arguments intrinsèques invoqués pour rejeter la formule des classes mixtes. Il va sans dire que nos résultats n'éclaireront pas toutes les facettes du problème; des questions fort importantes demeureront sans réponse. Nous visons un but

restreint: encourager, à l'aide d'analyses scientifiques, une réflexion systématique sur cette composante fondamentale du concept même de CEGEP, c'est-à-dire un "collège d'enseignement général ET professionnel".

Notre présente contribution à cet objectif sera nécessairement très modeste. Concrètement, nous avons proposé au CSE de comparer certains comportements d'étudiants du général et du professionnel, lorsque ces deux sous-groupes se retrouvent dans des classes mixtes. Deux facettes seront spécifiquement analysées: le rendement académique des étudiants, de même que leurs perceptions de l'enseignement reçu. Ces deux facettes serviront à découper notre rapport en deux parties distinctes.

Voici quelques questions spécifiques auxquelles nous nous proposons de répondre.

1. Existe-t-il un écart entre le rendement académique d'étudiants du général et du professionnel qui font partie de classes mixtes quant à l'orientation?

2. Si oui, peut-on identifier d'autres variables qui contribuent à atténuer ou à renforcer cet écart?

3. Peut-on observer un écart similaire entre ces deux groupes d'étudiants quant à la quantité des apprentissages qu'ils jugent avoir réalisés?

4. Peut-on observer un écart similaire entre ces deux groupes d'étudiants quant à leur degré de satisfaction générale à l'endroit de leurs professeurs?

5. Si écart il y a au plan des perceptions étudiantes, peut-on identifier d'autres variables qui contribuent à atténuer ou à renforcer cet écart?

II - Premier groupe d'analyses

Orientation et rendement académique

Introduction

Ainsi que nous l'avons décrit plus haut, certains arguments formulés à l'encontre d'un regroupement d'étudiants dans des classes mixtes (1) ont leur point de départ dans l'observation intuitive d'un écart de rendement académique favorisant les étudiants d'orientation générale.

Un tel écart existe-t-il réellement? Voilà la première question à laquelle il nous faudra répondre. A la lumière de travaux antérieurs non-publiés de l'un d'entre nous, il semblerait raisonnable d'anticiper qu'un écart de rendement académique existe effectivement.

Si l'écart anticipé devait se matérialiser, il nous faudra dans une seconde étape examiner certaines de ses modalités d'apparition. Par exemple, cet écart de rendement académique se manifeste-t-il de la même façon chez les sujets des deux sexes? Ou encore, le retrouve-t-on avec une même intensité dans les classes de français, de mathématiques, de sciences humaines ou d'autres disciplines?

Ce n'est qu'au terme de cet examen des manifestations du phénomène que nous pourrons hasarder un début d'interprétation, tout en suggérant certaines approches permettant de vérifier nos essais d'interprétation.

Les analyses que nous présenterons dans cette seconde partie de notre rapport ont été réalisées à l'aide de deux ensembles de données totalement indépendantes les unes des autres. Il s'agit d'une part de l'échantillon des 1196 classes où fut administré le questionnaire PERPE au cours de l'automne 1970; dans le second cas, nous avons utilisé l'échantillon complet le plus récent, celui de l'automne 1973. Ces deux analyses feront l'objet de deux chapitres distincts.

---

(1) cf. note infra-paginale, page 2.

CHAPITRE DEUXIEME

Rendement académique: données de l'automne 1970

Ce premier ensemble de données fut choisi pour deux raisons principales. D'une part, il constitue l'échantillon de sujets le plus important de l'histoire de PERPE avec ses 33,000 répondants étudiants; d'autre part, il correspond à la plus ancienne banque de données encore aisément accessible pour fins de recherches.

2.1 Méthodologie

2.1.1 La cueillette des données

En septembre 1970, le Questionnaire PERPE était pour la première fois offert à titre de service à l'ensemble des professeurs du réseau collégial public. Les conditions de cette offre de service pouvaient se résumer en trois mots: liberté, confidentialité, gratuité. Plus explicitement, en vertu d'une entente signée avec les autorités de chacun des 23 collèges participants, les professeurs étaient non seulement tout à fait libres d'utiliser ou non le Questionnaire PERPE, mais ils étaient de plus assurés que les résultats de l'évaluation leur seraient transmis confidentiellement. Enfin, une subvention de la Direction générale de l'enseignement collégial assurait la gratuité complète de ce service.

Le tableau 1 contient quelques informations statistiques sur les données recueillies à l'occasion de cette première "exploitation" provinciale, communément appelée Production A. Si les professeurs jouissent d'une entière liberté face au Questionnaire PERPE, il n'en va pas tout à fait de même pour les étudiants, qui sont plus ou moins "embrigadés" comme répondants. Dans le contexte de nos recherches, cette liberté réduite offre l'avantage d'atténuer les biais qui peuvent être associés au volontariat. De façon générale, le questionnaire étant administré

Tableau 1

Statistiques descriptives
sur l'échantillon de l'automne 1970

A. Informations générales

1. Nombre de collèges inscrits	23
2. Nombre total de classes	1,196
3. Nombre de professeurs différents	1,057
4. Nombre total de répondants étudiants	33,092
5. Nombre de disciplines ou spécialités différentes	65

B. Distribution des collèges quant au nombre de classes

1. Sherbrooke	105	13. Victoriaville	39
2. Limoilou	96	14. Rivière-du-Loup	36
3. Saint-Laurent	91	15. Sainte-Foy	35
4. Ahuntsic	90	16. Maisonneuve	34
5. Jonquière	82	17. La Pocatière	33
6. Trois-Rivières	74	18. Marie-Victorin	32
7. Chicoutimi	65	19. Saint-Jean	30
8. Joliette	60	20. Thetford-Mines	28
9. Saint-Hyacinthe	60	21. Hauterive	22
10. Bois-de-Boulogne	58	22. Sal.-de-Valleyfield	22
11. Shawinigan	52	23. Lionel-Groulx	17
12. Gaspé	44		

C. Principales disciplines quant au nombre de classes

1. Francais	163
2. Philosophie	145
3. Mathématiques	134
4. Sciences sociales	66
5. Techniques infirmières	65
6. Chimie	64
7. Psychologie	60
8. Physique	57
9. Biologie	55
10. Techniques administratives	39

durant une période de cours, une très grande majorité des étudiants inscrits, de fait plus de 75% en moyenne (Gauthier, 1973), sont présents au moment de l'évaluation. De plus, à l'aide de statistiques fournies par la DIGEC sur quelques caractéristiques de la population étudiante 1970-71, notamment le sexe, l'âge, l'orientation et la concentration des étudiants, nous avons pu confirmer (Martin, 1971) une similitude étroite entre notre échantillon de répondants et la population correspondante.

2.1.2 La variable dépendante

2.1.2.1 L'échelle de mesure

En plus de mesurer le degré d'insatisfaction étudiante face à diverses dimensions de l'enseignement, le Questionnaire PERPE comporte une série de questions auxiliaires destinées à décrire chacun des répondants étudiants, tant au plan personnel (v.g. sexe, âge, éducation des parents, etc.) que "professionnel" (v.g. orientation, concentration, niveau d'études, etc.). La variable Rendement académique (R.A.) fait partie de ce questionnaire. La figure 1 illustre la formulation précise de la

RENDEMENT ACADEMIQUE. Quel rendement moyen avez-vous maintenu dans ce cours depuis le début de la session?

Moins de 60?	1	Entre 75 et 79%	5
Entre 60 et 64%	2	Au moins 80%	6
Entre 65 et 69%	3	Incapable de préciser	7
Entre 70 et 74%	4		

Figure 1. Question sur le rendement académique, telle que formulée dans le questionnaire auxiliaire de l'automne 1970.

question et des choix de réponses, telle que présentée à l'automne 1970. Le répondant est invité à choisir le point de l'échelle qui correspond le mieux à son rendement académique moyen dans ce cours depuis le début de la session.

Il importe de noter que notre mesure du R.A. ne provient pas directement du dossier académique de l'étudiant, mais est acquise en faisant appel à la mémoire et au jugement du répondant. Il est certain qu'une telle mesure n'est pas aussi précise, mais l'anonymat garanti aux étudiants ne nous laisse pas d'autre choix pour recueillir cette information. Par ailleurs, ce même anonymat encourage la franchise chez l'étudiant; de plus, en lui demandant son rendement actuel plutôt qu'une prévision de son rendement final, nous facilitons sa tâche, ce qui devrait amoindrir l'erreur de mesure. Enfin, une recherche assez récente (Walsh, 1967) confirme qu'il existe un lien étroit entre la note transmise par l'étudiant et celle versée à son dossier. Nous n'avons en conséquence aucun motif pour soupçonner la présence de biais systématiques importants dans les réponses des étudiants à cette question.

2.1.2.2 Les sources de variation du rendement académique

On peut distinguer deux niveaux de variation du rendement académique: le premier niveau correspond aux variations entre les étudiants à l'intérieur des classes, tandis que le second niveau correspond aux variations des moyennes de classes à l'intérieur de l'échantillon.

Le premier niveau de variation, celui des étudiants à l'intérieur des classes, n'est pas négligeable; de fait, il y a, toutes proportions gardées, beaucoup plus de variation à l'intérieur des classes que d'une moyenne de classe à l'autre. Rares sont les classes de notre échantillon où les six points de l'échelle ne sont pas utilisés par au moins un ou deux répondants. Plusieurs facteurs ou sources de variation peuvent être invoqués pour expliquer ces écarts entre les étudiants quant à leur rendement académique dans un cours donné. Signalons, à titre d'exemple, le niveau d'aptitudes générales, le niveau variable de diverses aptitudes spécifiques qui sous-tendent l'apprentissage de certains contenus, le

degré de motivation générale ou spécifique, le degré de préparation préalable, des difficultés circonstancielles d'ordre physique ou psychologique, et combien d'autres. Toutes ces variables apparaissent, dans la littérature scientifique, associées à des degrés divers au rendement académique individuel. Entre autres objectifs, notre étude vise justement à vérifier si l'une de ces variables, à savoir l'orientation de l'étudiant, permet de rendre compte d'une partie significative de la variation des mesures de R.A. à l'intérieur des groupes mixtes.

Les sources de variation qui peuvent rendre compte des différences de moyennes entre les classes, sont de deux types principaux: d'une part, il y a l'effet cumulatif à l'échelle d'une classe de l'un ou l'autre facteur du premier niveau, comme par exemple lorsqu'on regroupe dans une classe des étudiants moins doués; d'autre part, il y a des sources de variation spécifiques à ce second niveau, telles la matière enseignée, la sévérité différentielle des professeurs qui corrigent, la difficulté variable des contrôles et examens. Ces deux types de facteurs pourraient tous être introduits dans un schème expérimental destiné à rendre compte le plus précisément possible des variations entre les moyennes de rendement académique d'une classe à l'autre. Notons que le second type de facteurs n'a de l'importance qu'en autant que les professeurs préparent et corrigent eux-mêmes les examens de leurs étudiants. Si nos mesures de R.A. provenaient par exemple d'examens officiels du Ministère, seul le premier type de facteurs explicatifs pourrait introduire des différences entre les moyennes de classes.

2.1.2.3 Contrôle des effets du second niveau

Dans le contexte de notre recherche, les variations attribuables à des facteurs spécifiques du second niveau introduisent des biais indésirables, parce que non-pertinents. Précisons brièvement le problème. Notre méthodologie d'analyse va nous amener à puiser au hasard dans notre échantillon total des étudiants qui répondent à certains critères, par exemple tel sexe, telle orientation, etc.... Nous devrons ensuite calculer le R.A. moyen de sous-groupes d'étudiants ayant un même profil. En raison des écarts entre les moyennes des classes, une même valeur sur l'échelle de mesure, disons 3, n'aura pas la même signification selon que

la moyenne de la classe d'où provient le sujet échantillonné se situe en-deçà ou au-delà du point 3. Or, ce qui nous intéresse, c'est la position relative de certains individus à l'intérieur de leur classe, indépendamment de la position relative du groupe parmi les autres groupes; il nous faut un indice de cette position relative qui soit comparable d'un étudiant à l'autre quelle que soit la classe d'où c'est tiré. Si les professeurs qui évaluent les étudiants n'avaient pas tant d'influence sur le déplacement des moyennes de classes, nous n'aurions pas de correction à opérer, parce que nous saurions (comme dans le cas d'examens ministériels) que les différences de moyennes inter-classes dépendent des caractéristiques des étudiants qui composent chaque groupe. Malheureusement, une étude en voie d'achèvement (Cormier et Gagné, 1974) nous permet d'affirmer que les professeurs ont une influence importante sur les R.A. moyens.

Pour annuler tout effet systématique des sources de variation associées aux professeurs, il suffit d'exprimer chaque mesure R.A. individuelle sous forme d'un écart à la moyenne de la classe. La formule est la suivante:

$$X'_{ij} = X_{ij} - \bar{X}_j$$

où X'_{ij} est le score transformé, X_{ij} est le score R.A. initial de l'étudiant i dans la classe j et $\bar{X}_j$ est le R.A. moyen de la classe.

De cette façon, toutes les classes de l'échantillon deviennent équivalentes, puisque d'une classe à l'autre les $\bar{X}'_j$ seront toujours égales à zéro. Certes, nous aurons simultanément extrait une partie de notre variance étudiante, c'est-à-dire l'effet cumulatif. Entre deux maux, nous avons choisi le moindre! Toutefois, les écarts-types des distributions intra-classes ne seront pas affectés. Le tableau 2 illustre le fonctionnement de cette procédure de correction, que nous avons effectuée comme étape préliminaire à toutes nos analyses.

Tableau 2

Illustration d'une procédure de correction destinée à éliminer les variations inter-classes des R.A. moyens[1]

Groupe A			Groupe B		
Sujet no.	X_{ij}	X'_{ij}	Sujet no.	X_{ij}	X'_{ij}
01	2	-2	01	1	-1.5
02	5	+1	02	3	+ .5
03	4	0	03	2	- .5
04	4	0	04	2	- .5
05	5	+1	05	3	+ .5
06	3	-1	06	4	+1.5
07	5	+1	07	3	+ .5
08	4	0	08	2	- .5
$\bar{X}$	4.00	0	$\bar{X}$	2.50	0

[1] Les symboles utilisés dans le tableau sont définis dans le texte.

2.1.3 Les variables indépendantes

Outre la vérification de l'hypothèse qu'il existe un écart de R.A. entre étudiants du général et du professionnel en situation de mixité, nous avons prévu examiner les variations d'ampleur que subit cet écart, s'il existe, lorsqu'on fait intervenir diverses autres variables. Nous aurions pu procéder par étapes successives. Afin de simplifier les calculs tout autant que les interprétations, nous avons jugé préférable d'introduire simultanément toutes nos variables indépendantes, même si le schéma d'analyse devait être plus complexe. Après examen de nos banques de données, nous avons retenu quatre variables que nous ferons varier systématiquement. On trouvera ci-dessous une brève description de ces variables, incluant une justification de leur sélection.

2.1.3.1 L'orientation

Nous n'avons pas à justifier cette variable indépendante plus que nous ne l'avons déjà fait dans le premier chapitre. Elle est pour nous la principale de nos variables indépendantes, celle dont nous désirons surtout vérifier le pouvoir explicatif vis-à-vis nos variables dépendantes. Cette variable est directement mesurée dans le questionnaire auxiliaire.

2.1.3.2 Le degré de mixité

Le problème, tel que nous l'avons défini au départ, ne se pose pas en dehors de classes mixtes quant à l'orientation. En effet, il serait complètement fallacieux, pour les fins de notre analyse, de comparer les unes aux autres des classes homogènes d'étudiants d'orientation générale à des classes comparables d'étudiants d'orientation professionnelle: trop de variables, outre l'orientation, pourraient rendre compte des écarts observés. C'est pour un motif similaire que nous avons opéré la correction décrite en 2.1.2.3. En circonscrivant notre échantillon aux seules classes mixtes, les étudiants des deux orientations se trouveront comparés sur une même base en termes du contenu, de la situation d'enseignement et même du professeur. C'est la seule façon, croyons-nous, de comparer adéquatement les deux groupes.

La mixité des groupes ne répond pas à la loi du tout ou rien: elle varie sur un continuum dont les extrêmes correspondent à l'homogénéité du groupe quant à l'une ou l'autre orientation. Après examen de la distribution des 1196 classes de l'échantillon (cf. tableau B-1)(1), nous avons défini trois niveaux de mixité selon le pourcentage d'étudiants du général dans la classe:

---

(1) Les tableaux placés dans les appendices sont tous identifiés par une lettre majuscule (celle de l'appendice) suivie d'un chiffre.

niveau 1: de 5 à 24%

niveau 2: de 25 à 74%

niveau 3: de 75 à 94%

Chaque répondant qui appartenait à une classe mixte s'est donc vu attribuer une cote (1, 2 ou 3) correspondant au statut de mixité de son groupe.

Pourquoi introduire cette variable? Nous avons fait l'hypothèse que si le comportement d'un professeur ou le contenu d'un cours différaient selon l'orientation du groupe, ce processus d'adaptation aux caractéristiques du groupe devrait être plus manifeste lorsqu'un des deux groupes prédomine nettement, comme dans les niveaux 1 et 3. Dans une telle situation le groupe minoritaire risquerait d'être ignoré au profit de la majorité. Conséquemment, si écart il y a entre les deux orientations en termes de rendement académique, cet écart devrait être plus apparent dans les niveaux de mixité 1 et 3 que dans le niveau 2.

2.1.3.3 Le sexe des répondants

Nous avons également décidé d'introduire comme variable indépendante le sexe du répondant, information qu'acceptent de nous fournir la plupart des étudiants en réponse à l'une de nos questions auxiliaires. Cette variable présente un intérêt bien particulier, si l'on considère qu'il y a dix ans à peine la co-éducation ne se retrouvait que dans une petite minorité d'institutions collégiales. Par ailleurs, ce n'est qu'assez récemment que s'est généralisée chez les jeunes filles l'idée de carrière telle qu'on la retrouve chez les garçons. Même si bon nombre de préjugés sont disparus concernant l'éducation des jeunes filles, il n'est pas impossible que les motifs du choix d'une orientation générale ou professionnelle diffèrent considérablement d'un sexe à l'autre, ce qui se traduirait par des populations différemment caractérisées lorsqu'on compare les sujets des deux orientations à l'intérieur de chaque sexe. On peut même imaginer que l'écart de rendement académique postulé, s'il apparaît, s'exprimerait différemment à l'intérieur des sous-populations de garçons et de filles.

2.1.3.4 La matière enseignée

Nous avons retenu comme quatrième et dernière variable indépendante la matière ou discipline enseignée. Cette variable nous intéressait tout particulièrement parce qu'elle pouvait nous permettre de vérifier la stabilité de l'écart de rendement à travers des situations d'apprentissage très diversifiées, des cours communs obligatoires aux cours de sciences et de mathématiques, en passant par les sciences humaines. Une stabilité de l'effet observé à travers ces diverses matières constituerait un argument favorisant un différentiel d'aptitudes générales entre les deux groupes; par contre, des différences marquées entre les matières quant à l'intensité ou à la direction de l'écart devrait plutôt nous orienter vers une interprétation en termes de motivations ou d'aptitudes spécifiques aux contenus.

Parmi toutes les matières où on retrouve des classes mixtes, un total de 31 (cf. tableau B-1), nous n'en avons retenu que quelques-unes, principalement à cause d'un nombre insuffisant de classes dans la plupart des cas pour permettre l'extraction au hasard d'un nombre minimum d'étudiants. Nous avons pu inclure les deux matières communes obligatoires, philosophie et français; des classes de sciences humaines, en regroupant la psychologie et les sciences sociales; des classes de sciences pures, en regroupant la physique et la chimie; finalement, des groupes de mathématiques. Cela fait au total cinq matières différentes, qui inventorient fort bien les divers secteurs où il est plausible de retrouver des classes mixtes.

2.1.4 Le schème d'analyse

Nous avons choisi de traiter nos données à l'aide d'une technique d'analyse de la variance. On trouvera dans les chapitres 11 et 12 de Biometry (Sokal et Rohlf, 1969) le rationnel et les formules du modèle que nous avons utilisé. Initialement, nous comptions analyser nos données selon un plan factoriel de type 2 x 2 x 3 x 5, où les nombres réfèrent dans l'ordre au nombre de catégories des variables Orientation, Sexe, Niveau de mixité et Matière. Mais, au cours d'analyses préliminaires,

nous avons constaté que cette approche posait certains problèmes méthodologiques susceptibles d'affecter nos résultats.

2.1.4.1 Effectifs égaux ou proportionnels

Habituellement, une analyse de la variance s'effectue en sélectionnant au hasard un nombre égal de sujets dans chacune des cellules de la matrice. Dans un plan factoriel 2 x 2 x 3 x 5, il y a 60 cellules. Il est évident que les sujets de l'échantillon ne se répartiront pas également entre les diverses cellules: certaines cellules seront presque vides (cf. tableau B-2). Or, pour assurer des effectifs cellulaires égaux, il faut tout égaliser en fonction de la cellule la plus "dégarnie", ce qui a pour effet de réduire l'échantillon, donc la puissance de l'analyse.

De plus, la représentation inégale de différentes catégories d'individus à l'intérieur des classes dans la population peut affecter de façon sensible les diverses moyennes de sous-groupes que nous calculons au niveau de la variable dépendante. Comment cela peut-il se produire? Sans entrer dans des détails techniques qui n'ont pas leur place ici, il est possible d'illustrer sommairement ce biaisement par l'exemple suivant.

Postulons d'abord qu'il existe un écart réel de 5% entre le R.A. des garçons et des filles, en faveur de ces dernières(1) (cf. tableau 3, colonne 2). S'il y a proportion égale des deux sexes dans la classe, comme c'est le cas pour la classe B du tableau 3, la moyenne se situera juste à mi-chemin entre les notes-types des garçons et des filles. Cependant, si l'un des deux sexes est sur-représenté, par exemple les garçons dans la classe A, la moyenne du R.A. pour la classe se rapprochera du score-type du groupe le plus nombreux et les écarts à cette moyenne seront plus petits pour le groupe majoritaire dans la classe.

---

(1) Geste de délicatesse non-scientifique.

Tableau 3

Comparaison du rendement académique moyen dans
2 classes fictives où la proportion de garçons et de filles diffère

		Classe A		Classe B	
Sexe	R.A. type (x)	Nombre d'étud. (f)	fx	Nombre d'étud. (f)	fx
Masc.	65%	21 (75%)	1365	14	910
Fém.	70%	7 (25%)	490	14	980
Moyennes:			66.25		67.5

Comme nous utilisons justement des écarts à la moyenne de classe plutôt que des notes académiques brutes (cf. 2.1.2.3 ci-dessus), nous risquons de biaiser nos résultats chaque fois que le croisement de deux variables entraînera une répartition inégale des sujets entre les cellules de la matrice croisée.

Pour pallier à ce biais, il nous faut tenir compte des différences de représentation à l'intérieur des cellules et accorder un poids plus grand dans nos analyses aux groupes les plus importants. De plus, pour garantir l'indépendance des effets mesurés, il faut que la répartition des sujets entre les catégories d'une variable X (surtout la variable Orientation) soit reproduite dans les mêmes proportions pour toutes les catégories des autres variables introduites dans le plan d'analyse. Par exemple, si notre échantillon comporte deux fois plus d'étudiants du général que du professionnel, nous devons sélectionner nos sujets mâles et femelles de façon telle que cette proportion soit la même pour chaque sexe.

Ces contraintes imposées par la méthode nous ont forcés à effectuer certaines analyses indépendamment les unes des autres.

2.1.4.2 Dichotomisation des matières

Tel que l'illustre le tableau 4, la répartition des garçons et des filles varie sensiblement d'une matière à l'autre: on retrouve proportionnellement beaucoup moins de filles dans les cours de sciences pures et de mathématiques par comparaison aux trois autres matières, c'est-à-dire philosophie, français et sciences humaines. Ces différences importantes font que nous ne pouvons pas utiliser la Matière comme variable unique à cinq catégories, puisque nous devrions alors assurer une même proportion des sujets des deux sexes dans chaque catégorie de la variable Matière, ce qui ne correspondrait pas aux distributions réelles dans l'échantillon total. Conséquemment, nous avons décidé d'effectuer deux analyses séparées, l'une avec une variable Matière à deux catégories (Mathématiques et Sciences pures), l'autre avec une variable Matière à trois catégories (Philosophie, Français et Sciences humaines).

Tableau 4

Proportion de filles dans les cinq matières retenues pour nos analyses (échantillon de l'automne 1970)

Matière	Maths	Sc.Pures	Philo.	Français	Sc.Hum.
% Filles	26%	34%	45%	49%	52%

2.1.4.3 Séparation des niveaux de mixité

Telle que définie en 2.1.3.2, la variable Niveau de mixité se trouve elle aussi automatiquement impliquée dans ce problème de répartition proportionnelle des effectifs: les proportions d'étudiants du général et du professionnel sont directement inversées entre les niveaux

de mixité 1 et 3. Pour respecter notre contrainte, il devient nécessaire d'effectuer nos analyses de la variance séparément pour chacun des trois niveaux de mixité.

2.1.4.4 Equilibration des échantillons

Ces contrôles méthodologiques nous ont finalement conduits à substituer à un plan factoriel initial de type 2 x 2 x 3 x 5, six analyses de la variance distinctes. Trois d'entre elles utilisent un plan factoriel 2 x 2 x 2 et les trois autres un plan factoriel 2 x 2 x 3. Pour chacune des six analyses, nous nous sommes efforcés de construire des échantillons où le nombre total de sujets sélectionnés au hasard est sensiblement le même. Les six échantillons comptent respectivement: 528, 216, 528, 624, 600 et 624 sujets (cf. tableaux 5 à 10).

Puisque la "sensibilité" des valeurs F est directement proportionnelle au nombre de sujets, cette équilibration des échantillons assure que les six analyses auront un niveau de puissance comparable. En d'autres termes, on ne risque pas qu'une des analyses produise des effets plus significatifs, tout simplement parce que l'échantillon utilisé sera beaucoup plus grand. Signalons en terminant que la sélection des sujets à l'intérieur de chaque cellule était faite au hasard par l'ordinateur.

2.2 Présentation et analyse des résultats

Les tableaux 5 à 10 et les figures 2 à 7 qui les accompagnent résument et illustrent les principaux résultats des six analyses de la variance que nous avons effectuées sur des échantillons au hasard tirés des banques de données de l'automne 1970. Dans ces tableaux synthétiques, nous avons fait abstraction de la variable Matière, en regroupant les données des deux ou trois matières selon le cas. Ce faisant, les résultats qui nous semblaient plus importants ressortent plus clairement. Cependant, lorsque nécessaire, c'est-à-dire quand certains effets varieront de sens ou d'intensité d'une matière à l'autre, nous mentionnerons

ces nuances, en les illustrant au besoin par des tableaux statistiques appropriés. Notons enfin qu'on trouvera à l'appendice C (tableaux C-1 à C-11) un résumé des calculs statistiques effectués, selon la méthodologie décrite dans la section précédente.

2.2.1 Description d'un tableau-type

2.2.1.1 Nombres et moyennes

Chacun des six tableaux encadre quatre nombres qui correspondent au rendement académique moyen des sujets de chaque sexe à l'intérieur de chaque orientation. Apparaissent également à l'extérieur du cadre les moyennes d'ensemble pour chaque catégorie de chaque variable, de même que la moyenne générale de l'échantillon, placée dans le coin inférieur droit de la matrice. Entre parenthèses, nous avons indiqué le nombre de sujets sur lequel est basée chaque moyenne.

Tableau 5

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes de sciences (2 matières regroupées) à majorité professionnelle (automne 1970)

	Général		Professionnel		
Garçons	-.36 (44)	*	+.15 (308)		+.09 (352)
		**			
Filles	+1.14 (22)	**	+.13 (154)		+.26 (176)
	+.14 (66)		+.15 (462)		+.14 (528)

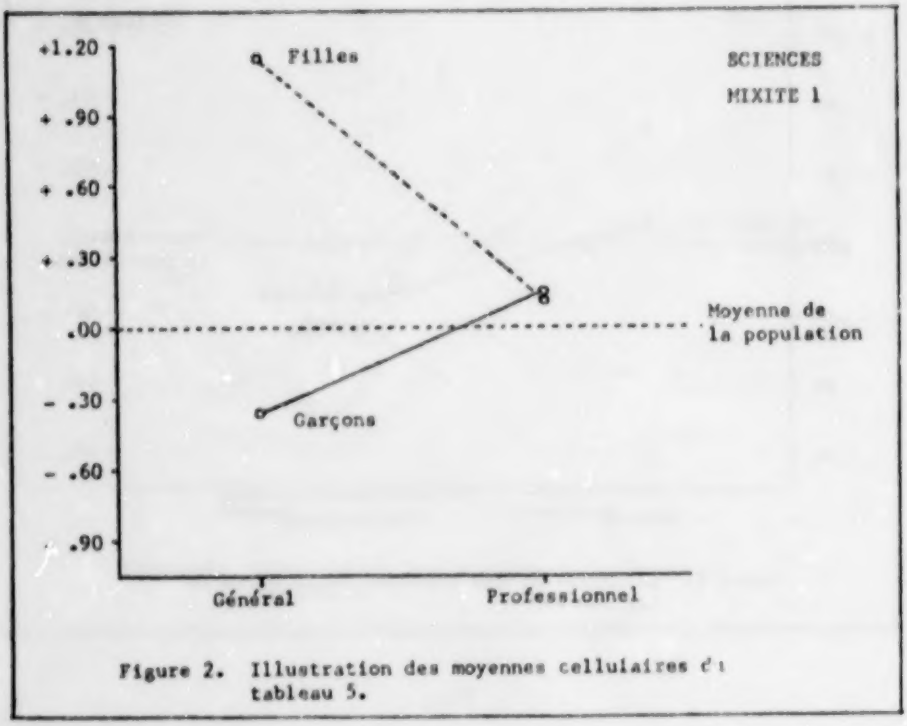


Figure 2. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 5.

Tableau 6

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes de sciences (2 matières regroupées) comptant une répartition équivalente d'étudiants des 2 orientations (automne 1970)

	Général	Professionnel	
Garçons	+.09 (90)	-.22 (90)	-.07 (180)
Filles	+.50 (18)	-.33 (18)	+.08 (36)
	+.16 (108)	-.24 (108)	-.04 (216)

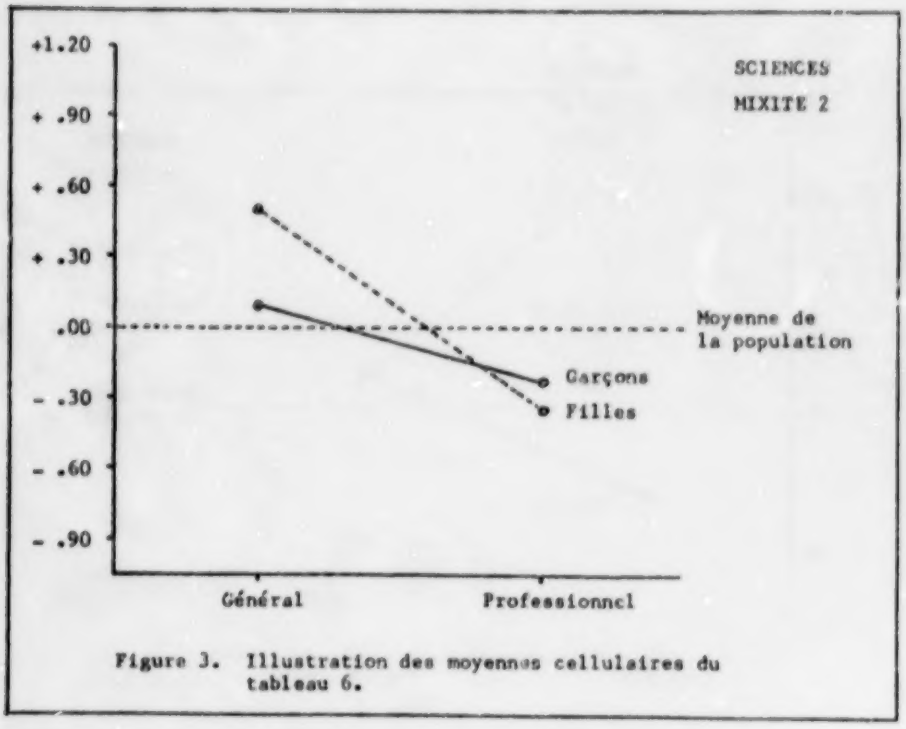


Figure 3. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 6.

Tableau 7

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes de sciences (2 matières regroupées) à majorité générale (automne 1970)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.00 (308)	-.91 (44)	-.12 (352)
			*
Filles	+.27 (154)	-.55 (22)	+.17 (176)
	+.09 (462)	** -.79 (66)	-.02 (528)

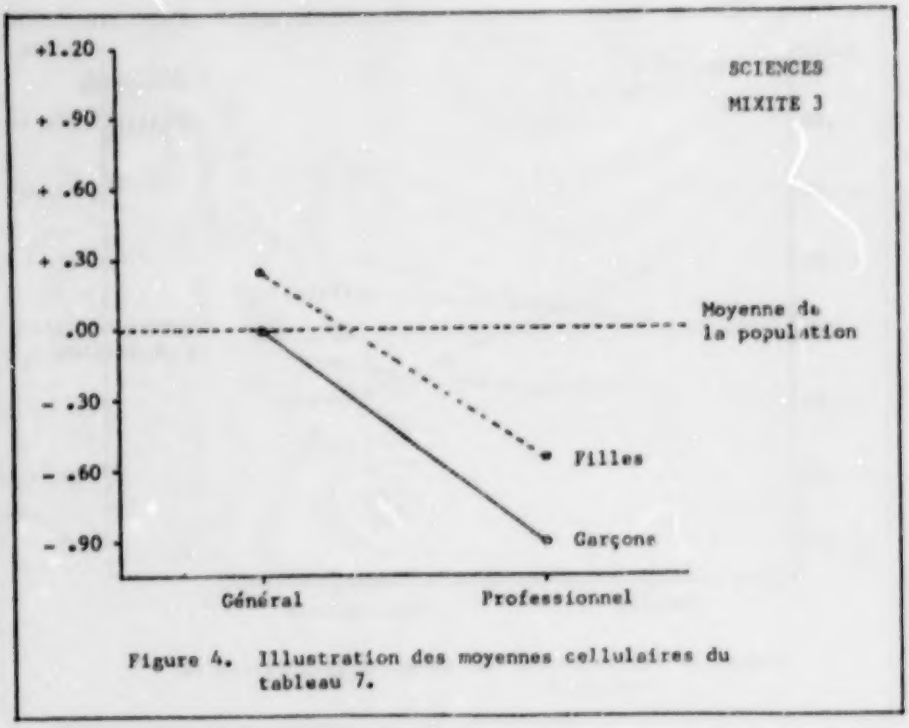


Figure 4. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 7.

Tableau 8

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités (3 matières regroupées) à majorité professionnelle (automne 1970)

	Général	Professionnel	
Garçons	+.28 (39)	-.23 (273)	-.17 (312)
Filles	+.05 (39)	+.20 (273)	+.18 (312)
	+.17 (78)	-.02 (546)	.00 (624)

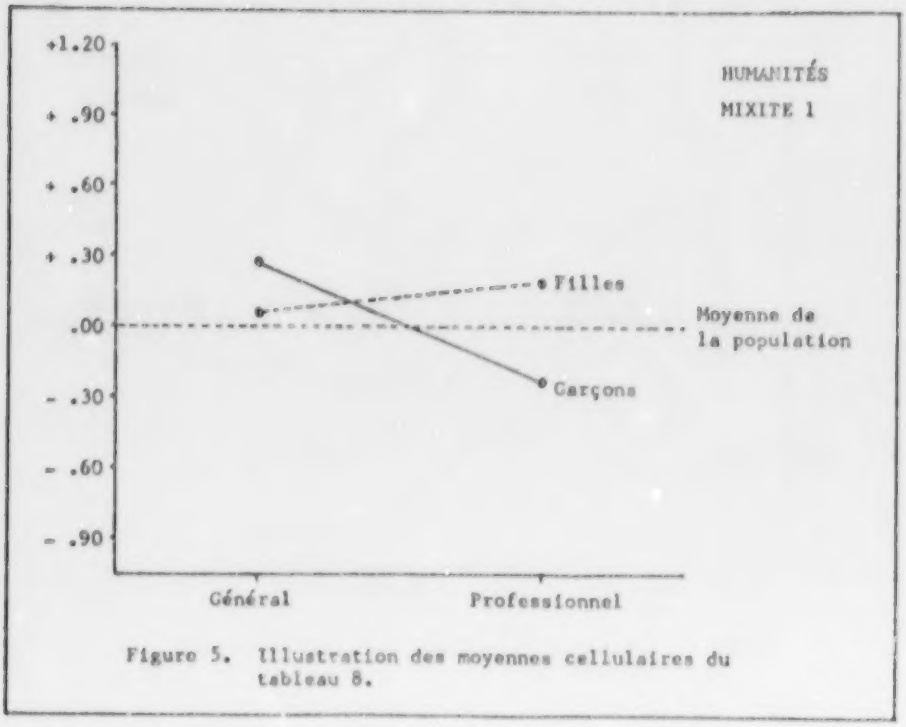


Figure 5. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 8.

Tableau 9

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités (3 matières regroupées) comptant une répartition équivalente d'étudiants des 2 orientations (automne 1970)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.10 (150)	-.27 (150)	-.18 (300)
			**
Filles	+.43 (150)	+.11 (150)	+.27 (300)
	+.16 (300)	* -.08 (300)	+.04 (600)

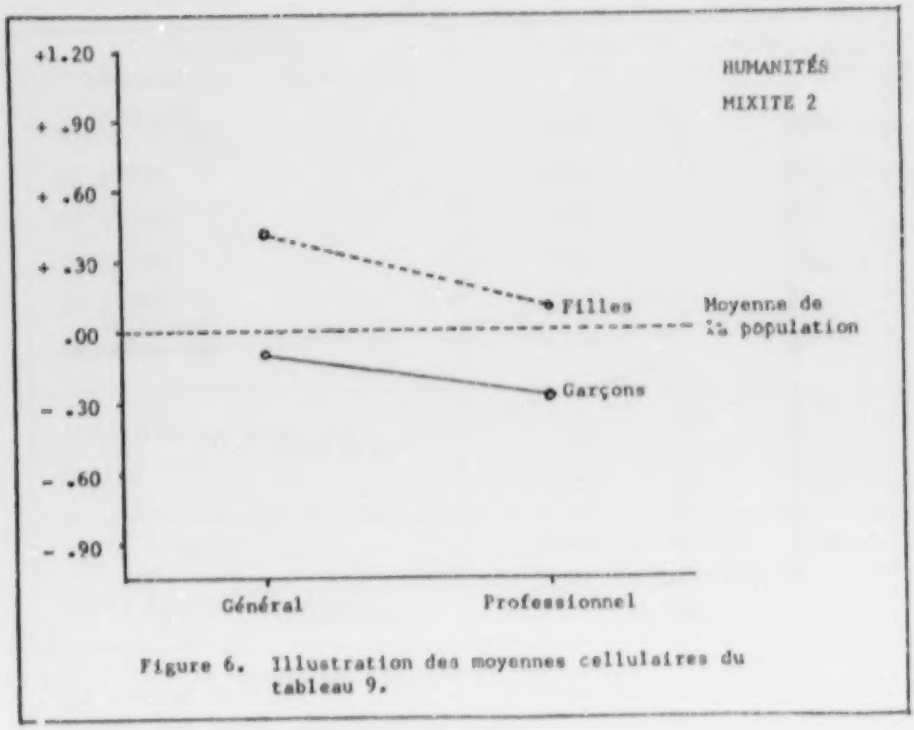


Figure 6. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 9.

Tableau 10

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités (3 matières regroupées) à majorité générale (automne 1970)

	Général	Professionnel		
Garçons	-.13 (273)	-.46 (39)	-.17	(312)
Filles	+.16 (273)	.00 (39)	+.14	(312)
	+.02 (546)	-.23 (78)	-.02	(624)

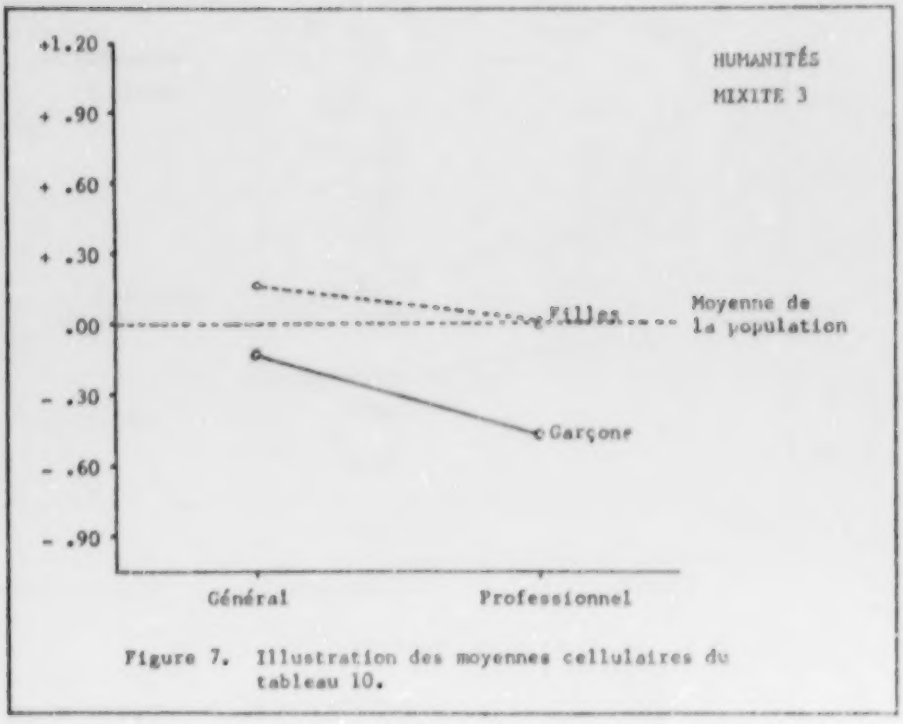


Figure 7. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 10.

On se rappellera (cf. 2.1.2.3) que les R.A. moyens sont exprimés en écarts à une moyenne générale égale à zéro. Toutes nos analyses du rendement académique mettent en comparaison divers écarts moyens. A aucun moment, nous ne transformons ces valeurs en pourcentages, façon habituelle d'exprimer une mesure de rendement académique. En effet, les objectifs de notre recherche ne nécessitent aucunement que nous connaissions le rendement moyen, en "vrais" pourcentages, des sujets de l'un ou l'autre sexe ou de l'une ou l'autre orientation. Toutefois, pour satisfaire la curiosité du lecteur, nous avons retracé dans d'autres documents le R.A. moyen des 33,000 répondants de l'automne 1970. Cette information se trouve dans le tableau 11. Les personnes qui désirent conserver

Tableau 11

Distribution des 33,343[1] répondants de l'automne 1970 selon leur rendement académique

Catégories	N. de sujets (f)	Valeur (x)	fx
Moins de 60%	2842	.55	1563.1
60 à 64%	4259	.62	2640.6
65 à 69%	5938	.67	3978.5
70 à 74%	7550	.72	5436.0
75 à 79%	4599	.77	3541.2
Au moins 80%	3743	.85	3181.6
Incapable de préciser	2284	-	-
Rejets	2128	-	-
Total	33343	-	20341.0
Total ajusté (Moyenne)	28931	-	(70.3%)

[1] Ce nombre diffère du total du tableau 1, les calculs ayant été effectués avant une première purification de l'échantillon.

en mémoire un point de référence avec la réalité pourront noter que la moyenne globale des écarts se situe à proximité de 70%.

Pour pouvoir se référer à la réalité, cette base ne suffit pas: il faut également savoir traduire en pourcentages les valeurs d'écart positives et négatives, lesquelles proviennent de l'échelle de mesure présentée dans la figure 1. Chaque point de l'échelle, sauf les extrêmes, équivaut à 5%; comme un écart de 1.00 signifie "une distance de un échelon par rapport à la moyenne générale", il s'ensuit qu'à chaque intervalle de ± 0.20 correspond un écart d'environ 1%. Par exemple, à l'aide des repères ci-dessus, des moyennes d'écarts de -.30 et +.70 correspondraient à des % moyens d'environ 68.5% et 73%. Deux réserves cependant. En premier lieu, ces critères de transposition constituent des approximations. En second lieu, il faudra bien se garder de ne pas sous-estimer les effets mesurés sous prétexte que les écarts ne dépassent pas souvent 2 ou 3%; des effets statistiquement significatifs signalent un écart réel, si petit soit-il, qui mérite d'être interprété.

2.2.1.2 Identification des effets

Nous avons identifié par des doubles flèches les principales différences statistiquement significatives; le niveau de signification est indiqué par les symboles suivants: une double apostrophe (' ') indique un seuil de probabilité de .10; un astérisque (*) indique un seuil de .05 et deux astérisques (**) un seuil de .01.

Tous les effets significatifs ne sont pas illustrés. Par exemple, si nous indiquons un écart significatif entre deux moyennes marginales (v.g. tableau 6), nous ne vérifierons pas les effets simples, c'est-à-dire la présence d'une différence significative entre les catégories d'une variable à tous les niveaux d'une autre variable: dans le rationnel de l'analyse de la variance, la présence d'un effet principal ou global indique que les valeurs de la variable dépendante diffèrent significativement d'un niveau à l'autre, et ce indépendamment de toutes autres variables. A moins d'avis contraire, c'est-à-dire un effet d'interaction, un effet global se fait sentir également, ou du moins ne

varie pas significativement, aux différents niveaux de toutes les autres variables.

Qu'est-ce qu'un effet d'interaction? Il se définit sommairement comme suit: l'écart des mesures dépendantes entre les catégories d'une variable indépendante change de sens et/ou d'intensité d'une catégorie à l'autre d'une seconde variable indépendante; en d'autres termes, on parle d'interaction lorsqu'une variable indépendante X vient interagir sur la relation entre une variable indépendante Y et la variable dépendante. L'exemple le plus frappant que nous ayons dans ce rapport est sans contredit l'interaction Sexe x Orientation présentée dans le tableau 5 et clairement mise en évidence dans la figure 2. On y constate qu'au niveau de mixité 1 l'écart de rendement académique (variable dépendante) entre les orientations (variable indépendante X) change de sens d'un sexe à l'autre (variable indépendante Y). Bref, le sexe des étudiants modifie la relation qui unit l'orientation et le rendement académique. Nous avons identifié les effets significatifs d'interaction Sexe x Orientation à l'aide de deux flèches obliques croisées accompagnées d'un symbole approprié pour indiquer le niveau de signification. Les effets d'interaction impliquant la variable Matière seront analysés au moment opportun dans le texte.

2.2.1.3 Les figures

L'adjonction des figures vise un objectif strictement pédagogique: clarifier, en les visualisant, les relations entre les trois variables. Nous avons utilisé des intervalles identiques sur l'ordonnée d'une figure à l'autre de façon à faciliter les comparaisons.

2.2.2 Analyse des résultats

Nous avons opté pour une description des résultats découpée selon les variables introduites dans le plan d'analyse. À cause des interactions entre certaines variables, quelques-unes de nos observations pourront être répétées.

2.2.2.1 La variable Orientation

La première question à laquelle nous devions répondre était celle de l'existence dans des classes mixtes d'un écart significatif entre le rendement académique des étudiants du professionnel et du général, à l'avantage de ces derniers. Avons-nous pu vérifier la présence d'un tel écart? De façon générale, nos résultats permettent de répondre affirmativement à cette question. En effet, dans quatre analyses sur six (tableaux 6, 7, 9 et 10) l'écart de rendement entre les deux orientations est statistiquement significatif et dans la direction prévue. Par ailleurs, aucune différence entre les écarts moyens globaux des deux orientations ne va dans une direction contraire aux observations que nous avons rapportées dans le premier chapitre.

Nuançons maintenant cette observation générale.

a) L'effet d'orientation n'apparaît pas de façon très prononcée. Non seulement n'y a-t-il pas d'écart significatif dans deux analyses (cf. tableaux 5 et 8), mais l'un des quatre écarts significatifs (cf. tableau 10) est tout juste en-deçà du seuil de probabilité de .10, c'est-à-dire a un peu moins qu'une chance sur dix d'être attribuable à des hasards d'échantillonnage.

b) Il est curieux de constater que les deux écarts non-significatifs se retrouvent au niveau de mixité 1, c'est-à-dire au niveau des classes à majorité professionnelle. Dans ces classes, contrairement aux deux autres niveaux de mixité, on ne peut plus parler d'un R.A. globalement supérieur chez la minorité "générale" par comparaison à la majorité "professionnelle".

c) En conjonction avec l'observation qui précède, c'est également au niveau de mixité 1 qu'apparaissent les deux interactions significatives Sexe x Orientation. Ces interactions "expliquent" d'ailleurs l'absence d'effets principaux pour la variable Orientation considérée isolément. Phénomène étrange, les deux effets d'interaction ci-haut mentionnés vont en sens inverse l'un de l'autre. Dans le cas des matières

scientifiques, soit mathématiques et sciences pures (cf. tableau 5), les garçons du général réussissent moins bien que leurs collègues du professionnel, tandis que chez les filles la relation est inversée. Dans le cas des "humanités" (philosophie, français, sciences humaines), ce sont les garçons du général qui "dament le pion" à ceux du professionnel, tandis que chez les filles on note une tendance inverse, mais non-significative, entre les sujets des deux orientations.

d) Dans les classes à majorité générale (mixité 3), nous avons pu vérifier que l'effet d'Orientation ne se manifestait pas de la même façon d'une matière à l'autre. Comme il ne s'agit pas à proprement parler d'un effet d'interaction, nous décrirons plus en détails ce "lien" Orientation x Matière dans la section 2.2.2.4 ci-dessous.

2.2.2.2 La variable Sexe

Les présents résultats font apparaître un second effet principal, tout aussi important, sinon plus, que l'effet d'Orientation, mais qu'aucun de nous n'avait prévu(1). Il s'agit de l'écart statistiquement significatif entre le R.A. moyen des garçons et des filles, en faveur de ces dernières(2). En effet, tout comme dans le cas précédent, les analyses de la variance font ressortir à quatre reprises (tableaux 7, 8, 9 et 10) un net écart de rendement académique entre les deux sexes.

Dans la mesure où, trois fois sur quatre, la probabilité d'effets aléatoires est inférieure à 1%, tandis qu'elle est inférieure à 5% dans l'autre cas, l'effet dû au Sexe peut être jugé plus important que l'effet d'Orientation, en ce sens qu'il rend compte d'une plus forte proportion de la variance des mesures de rendement académique. De nouveau, certaines

---

(1) Nous n'insisterons pas sur le sexe des deux auteurs de ce rapport!

(2) La note infra-paginale de la page 18 n'est plus "non-scientifique"!

nuances s'imposent, si l'on veut rendre compte des résultats avec plus de finesse.

a) L'effet de la variable Sexe apparaît influencé par la variable Matière. En effet, on retrouve nos trois écarts hautement significatifs dans le secteur des "humanités" (Philosophie, Français, Sciences humaines), alors que dans les disciplines scientifiques la supériorité du sexe faible ne ressort qu'au seul niveau de mixité 3, c'est-à-dire dans les classes composées majoritairement d'étudiants du général.

b) Outre ce qui précède, la différence de rendement académique entre garçons et filles varie significativement selon les matières, à l'intérieur du secteur des "humanités" (cf. tableau C-7, C-9 et C-10). Cet effet d'interaction Sexe x Matière n'apparaît pas avec la même netteté aux trois niveaux de mixité. Afin d'illustrer ce phénomène d'interaction, nous avons construit trois tableaux et figures similaires à ceux que nous utilisons pour présenter les effets des variables Orientation et Sexe. Il s'agit des tableaux 12, 13 et 14 et des figures 8, 9 et 10, qui correspondent respectivement aux niveaux de mixité 1, 2 et 3. Les tableaux 12 et 14 montrent clairement que l'effet d'interaction significatif pour ces deux niveaux de mixité s'explique en grande partie par les classes de français où l'écart entre les deux sexes s'avère bien plus marqué qu'en philosophie ou en sciences humaines; des trois matières, c'est d'ailleurs la seule où les filles sont significativement supérieures aux garçons. Au niveau de mixité 2, par contre, les différences d'une matière à l'autre quant à l'écart entre les deux sexes ne sont pas statistiquement significatives, même si la figure 9 montre une tendance des trois matières à suivre le même mouvement giratoire autour d'un axe imaginaire: des sciences humaines à la philosophie, puis au français, l'écart entre les deux sexes s'accroît de plus en plus.

c) Ce que nous avons signalé au sujet des effets d'interaction Sexe x Orientation dans la section qui précède peut servir tout autant à préciser le comportement différentiel des garçons et des filles selon leur orientation, lorsqu'ils se trouvent dans des classes à majorité "professionnelle". Mais, nous ne nous attarderons pas à ce détail, puisque c'est la variable Orientation qui nous intéresse prioritairement.

Tableau 12

Rendements académiques moyens selon le sexe et la matière (secteur "humanités") dans les classes à majorité professionnelle (mixité 1)

	Sc. humaines	Philosophie	Français	
Garçons	-.07 (104)	-.15 (104)	-.29 (104)	-.17 (312)
Filles	+.08 (104)	+.08 (104)	+.38 (104)	+.18 (312)
	.00 (208)	-.04 (208)	+.05 (208)	+.01 (624)

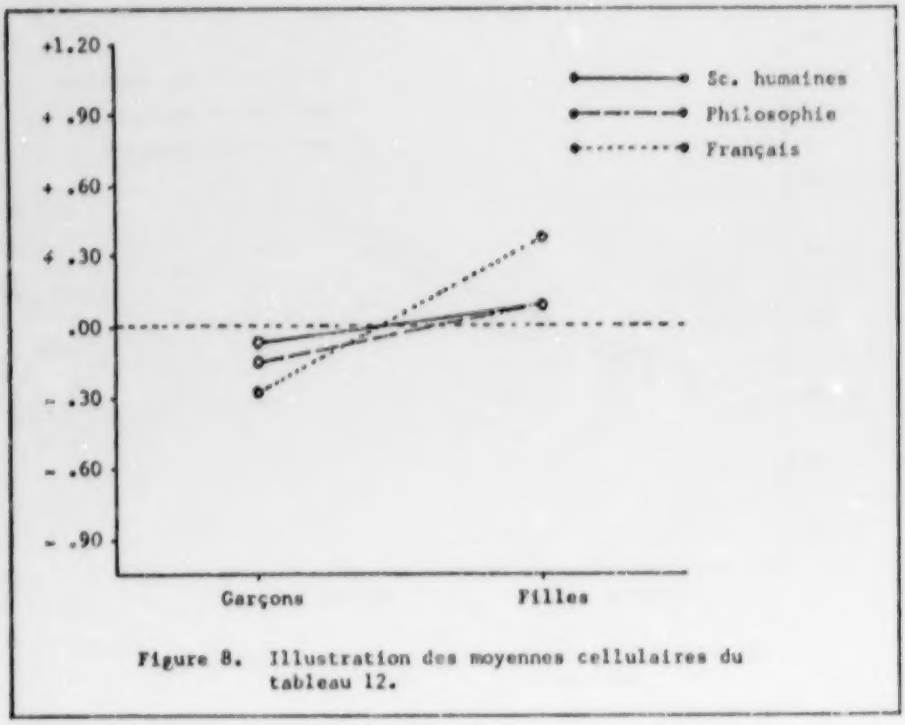


Figure 8. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 12.

Tableau 13

Rendements académiques moyens selon le sexe et la matière (secteur "humanités") dans les classes comportant des proportions équivalentes d'étudiants du général et du professionnel (mixité 2)

	Sc. humaines	Philosophie	Français		
Garçons	-.18 (100)	-.15 (100)	-.22 (100)	-.18	(300)
				**	
Filles	+.09 (100)	+.30 (100)	+.41 (100)	+.27	(300)
	-.05 (200)	+.08 (200)	+.10 (200)	+.04	(600)

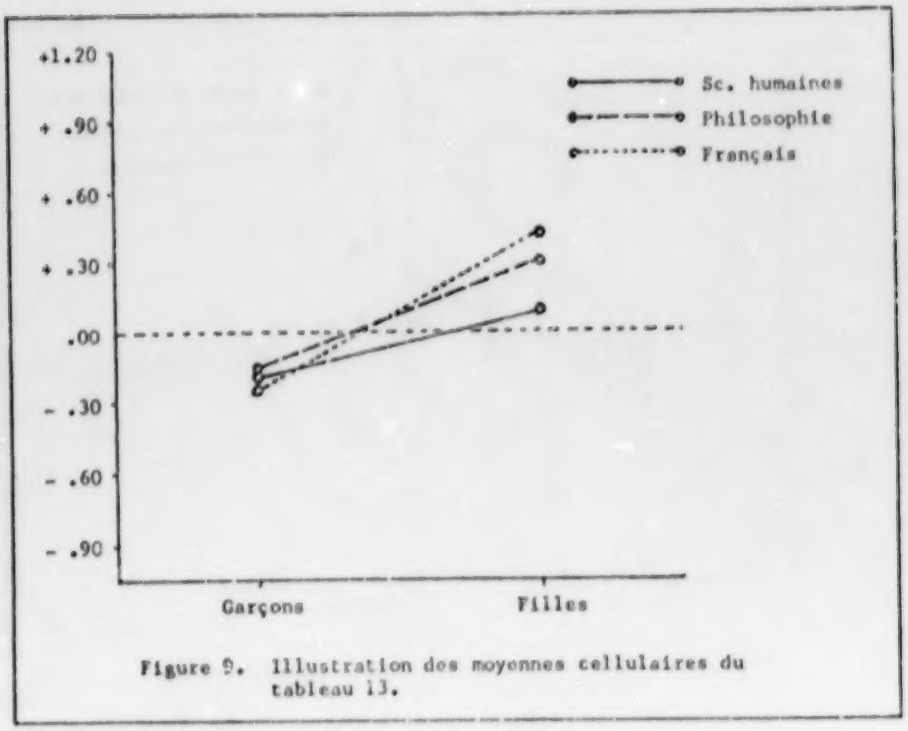


Figure 9. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 13.

Tableau 14

Rendements académiques moyens selon le sexe et la matière (secteur "humanités") dans les classes à majorité générale (mixité 3)

	Sc. humaines	Philosophie	Français	
Garçons	-.05 (104)	-.15 (104)	-.32 (104)	-.17 (312)
Filles	+.03 (104)	+.08 (104)	+.32 (104)	+.14 (312)
	-.01 (208)	-.04 (208)	.00 (208)	-.02 (624)

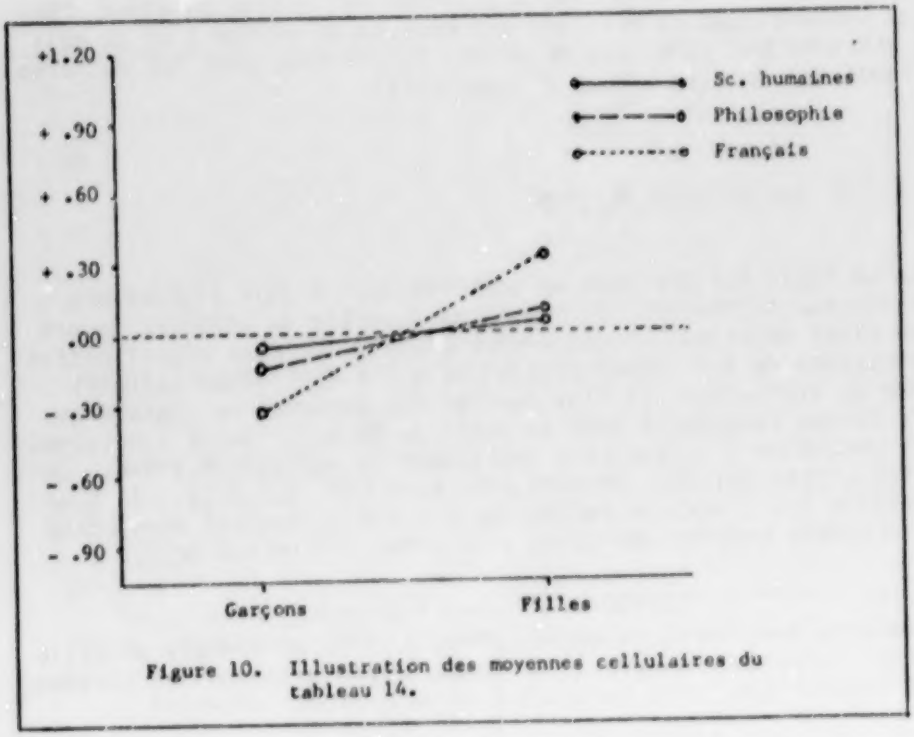


Figure 10. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 14.

2.2.2.3 La variable Niveau de mixité

La nature même de cette variable rend impossible la mesure d'un effet principal entre les trois niveaux de mixité. Ainsi que nous l'avons déjà noté, cette variable "appartient" prioritairement au niveau des classes, non pas au niveau étudiant. Comme tous les sujets d'une classe donnée seront identiques par rapport à cette variable, le fait de séparer les étudiants selon leur niveau de mixité implique automatiquement une séparation de classes entières. En conséquence, les moyennes échantillonnales pour chaque niveau de mixité ne devraient pas différer de zéro autrement qu'au hasard.

Faute de pouvoir vérifier la présence de différences globales de R.A. entre les trois niveaux de mixité, il reste peu de choses à dire au sujet de cette variable, sauf peut-être rappeler que l'effet d'Orientation varie d'un niveau de mixité à l'autre: il existe un effet d'Orientation systématique et constant aux niveaux de mixité 2 et 3, mais qu'on ne retrouve pas au niveau de mixité 1, pas plus dans les matières scientifiques que dans les cours d'"humanités".

2.2.2.4 La variable Matière

La variable Matière pose un problème tout à fait similaire à celle des niveaux de mixité: il n'est pas possible de vérifier la présence d'un effet principal, c'est-à-dire d'une différence significative entre les niveaux de R.A. d'une discipline à l'autre. Pour calculer une moyenne de discipline, il faut cumuler des moyennes de classes que nous avons toutes ramenées à zéro au point de départ! Seuls subsistent des effets possibles d'interaction impliquant la variable Matière. Certains de ces effets ont été décrits plus haut (cf. 2.2.2.2). Il nous reste à décrire ici l'analyse mentionnée à 2.2.2.1, analyse apparentée au calcul d'effets simples découlant d'un effet d'interaction(1).

---

(1) On trouvera dans Sokal et Rohlf (1969, p. 472) un exemple détaillé de cette technique 'à priori' de comparaisons orthogonales portant sur l'interaction.

Tableau 15

Rendements académiques moyens, selon l'orientation et deux matières, des étudiants provenant des classes à majorité générale (mixité 3) de l'échantillon 1970

	Général	Professionnel	
Philosophie	+.04 (182)	-.62 (26)	-.04 (208)
Français	-.02 (182)	+.12 (26)	.00 (208)
	.01 (364)	-.25 (52)	-.02 (416)

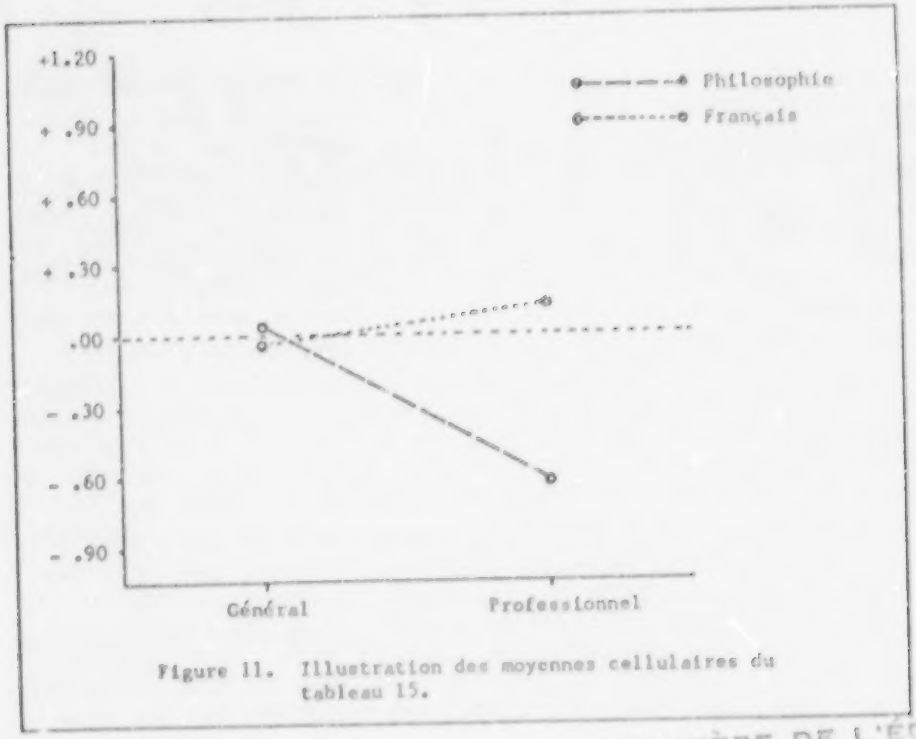


Figure 11. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 15.

MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION
DIRECTION GÉNÉRALE DE
LA PLANIFICATION

Dans notre plan d'analyse initial, nous avions prévu, avant même d'amorcer quelques calculs que ce soit, comparer l'effet d'Orientation entre diverses bi-sections des cinq matières choisies pour représenter l'univers des principales disciplines enseignées au collégial, tels par exemple les cours obligatoires vs les cours optionnels, les cours de sciences vs les cours d'"humanités", etc.

Faute de pouvoir intégrer ces cinq matières en une seule variable (cf. 2.1.4.2), nous avons dû "oublier" certaines de ces comparaisons. Cependant, à l'intérieur du trio des cours d'"humanités", nous avons pu sauver deux recoupements: a) une comparaison impliquant les cours de sciences humaines opposés aux deux matières obligatoires, français et philosophie; b) une comparaison simple entre les deux matières obligatoires. Ainsi qu'on peut le constater dans les tableaux C-7, C-9 et C-10, ces deux comparaisons sont parties intégrantes du plan d'analyse de la variance et ne dépendent pas de l'identification préalable d'un effet d'interaction significatif Orientation x Matière.

Une seule de ces six comparaisons 'à priori' s'est révélée statistiquement significative: elle apparaît au niveau de mixité 3, c'est-à-dire dans les classes à majorité générale, et signale que l'effet d'Orientation diffère pour les cours de philosophie par comparaison à ceux de français ($F = 4.89$, $p < .05$). Le tableau 15 et la figure 11 qui l'accompagne résument cette "interaction" bien particulière. Parce qu'il s'agissait d'un effet significatif, mesuré de façon inhabituelle, nous avons cru nécessaire de le présenter. Cependant, comme il est isolé, son interprétation n'est guère facile et nous ne comptons pas pour le moment fournir une explication à ce phénomène somme toute marginal.

2.2.3 Conclusion

L'interprétation aussi structurée que possible de cet ensemble fort complexe d'observations nécessite plusieurs nuances, qui, insérées au fur et à mesure dans l'analyse des résultats, auraient alourdi le texte. De plus, notre interprétation ne saurait faire abstraction des résultats de l'analyse des données recueillies en 1973. Aussi avons-nous prévu un chapitre spécial, le chapitre quatrième, où nous tenterons de formuler quelques hypothèses interprétatives suggérées par les deux séries d'observations.

CHAPITRE TROISIEME

Rendement académique: données de l'automne 1973

La reprise d'une analyse similaire à celle effectuée sur les données de l'automne 1970 visait deux objectifs principaux: premièrement, confirmer si possible les observations de la première, ce qui leur assurerait une validité accrue; en second lieu, vérifier si certains changements ne se seraient pas produits au cours des trois années écoulées entre les deux cueillettes de données.

3.1 Méthodologie

3.1.1 Les données recueillies

La cueillette des données s'est effectuée dans des conditions similaires à celles décrites dans le chapitre précédent: le service PERPE, devenu à l'automne 1972 le Service INRS-Education, n'a pas modifié sensiblement ses politiques non plus que ses procédures administratives. Signalons les différences les plus importantes.

a) Au lieu d'une version unique achevée, quatre versions expérimentales étaient mises à l'essai. Toutefois, les questionnaires auxiliaires placés à la fin de chaque série d'items différaient fort peu d'une version à l'autre. C'est dans cette section que se trouvaient les diverses variables que nous utiliserons dans la présente analyse, de même que dans les analyses présentées dans les chapitres cinquième et sixième.

b) L'échantillon recueilli au cours de l'automne 1973 est nettement moins important que celui de l'automne 1970: il comporte seulement 458 classes. On trouvera au tableau 16 quelques statistiques

Tableau 16

Statistiques descriptives
sur l'échantillon de l'automne 1973

A. Informations générales

1. Nombre de collèges inscrits	31
2. Nombre total de classes	458
3. Nombre de professeurs différents	281
4. Nombre total de répondants étudiants	10,486
5. Nombre de disciplines ou spécialités différentes	38

B. Distribution des collèges quant au nombre de classes

1. Vanier	48	17. Sém. de Québec	11
2. Rimouski	46	18. Campus Mingan	10
3. Sherbrooke	46	19. La Pocatière	9
4. Gaspé	32	20. Matane	9
5. Campus Alma	26	21. Marie-Victorin	8
6. St-Jean-sur-Richelieu	26	22. Joliette	8
7. Maisonneuve	18	23. Hull	5
8. Lévis-Lauzon	17	24. Granby	4
9. L'Assomption	15	25. St-Jérôme	4
10. Shawinigan	15	26. Lévis	4
11. Bois-de-Boulogne	14	27. Manicouagan	4
12. Rouyn	13	28. Rosemont	4
13. Sainte-Foy	13	29. Rivière-du-Loup	4
14. Sal.-de-Valleyfield	13	30. Thetford-Mines	4
15. Notre-Dame-de-Foy	12	31. Victoriaville	4
16. Drummondville	11		

C. Principales disciplines quant au nombre de classes

1. Philosophie	57
2. Français	52
3. Mathématiques	44
4. Techniques administratives	40
5. Biologie	36
6. Psychologie	34
7. Techniques infirmières	24
8. Physique	20
9. Chimie	17
10. Géographie	15

descriptives sur cet échantillon.

c) En comparant les tableaux B-2 et B-4 où les deux "réservoirs" de sujets appartenant à des classes mixtes sont découpés selon les quatre principales variables de notre schème expérimental, on peut constater certaines différences importantes entre les échantillons de 1970 et 1973. Ainsi, la proportion des classes mixtes passe de 52% à 40%; de plus, la proportion d'étudiants d'orientation générale s'accroît de 58.5% à 62.5%, tandis que les effectifs féminins font un bond de 41.6% à 52.5%. Ces modifications sont-elles l'image de changements similaires intervenus à l'échelle de la population au cours de ces trois années? Notre échantillon 1973 ne nous semble pas suffisamment représentatif pour qu'une conclusion puisse être tirée.

3.1.2 La variable dépendante

Suite à l'examen des distributions de répondants entre les diverses catégories de la question sur le rendement académique, nous avons légèrement modifié en 1973 les choix de réponses. La figure 12 illustre la nouvelle formulation de cette question. Cette modification

RENDEMENT ACADEMIQUE: de façon approximative, quel rendement moyen avez-vous maintenu dans ce cours depuis le début de la session?

A. Moins de 60%
B. Entre 60% et 64%
C. Entre 65% et 69%
D. Entre 70% et 74%
E. Entre 75% et 79%
F. Entre 80% et 84%
G. 85% et plus
H. Incapable de préciser

Figure 12. Question sur le rendement académique, telle que formulée dans le questionnaire auxiliaire de l'automne 1973.

n'affecte en rien nos calculs. Signalons que nous avons ici aussi transformé toutes les réponses étudiantes en écarts à la moyenne de la classe.

3.1.3 Les variables indépendantes

En raison de la petitesse de l'échantillon recueilli, il n'a pas été possible de construire un plan d'analyse aussi complexe que le précédent. Trois de nos variables ont pu être conservées: l'Orientation (évidemment!), le Sexe et le Niveau de mixité. La variable Matière a cependant dû être abandonnée. En effet, nous n'avons pu trouver un nombre suffisant d'étudiants dans le secteur des sciences: mathématiques, physique et chimie. Le tableau B-4 illustre cette carence. Il devenait donc impossible de constituer deux sous-groupes de matières comme nous l'avions fait avec l'échantillon de 1970. Bien plus, à l'intérieur du secteur des "humanités", nous n'avions pas non plus un nombre suffisant de classes mixtes pour créer une mini-variable Matière où seraient isolées les classes de philosophie, de français et de sciences humaines (psychologie et sciences sociales regroupées). Etant donné la constance de l'effet d'Orientation d'une matière à l'autre à l'intérieur de ce trio (cf. 2.2.2.4), nous avons regroupé ces trois matières en un unique réservoir au sein duquel furent puisés au hasard les sujets.

3.1.4 Le schème d'analyse

Le modèle général pour l'analyse de la variance devient un plan factoriel 2 x 2 (Orientation et Sexe). Ce modèle est répété pour chacun des trois niveaux de mixité définis de la même façon que précédemment. Tous les contrôles décrits dans le chapitre précédent (cf. 2.1.4) ont été réintroduits dans cette analyse.

3.2 Analyse des résultats

Les tableaux 17, 18 et 19 ainsi que les figures 13, 14 et 15

Tableau 17

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités à majorité professionnelle (automne 19..)

	Général	Professionnel	
Garçons	+1.10 (10)	-.23 (80)	-.08 (90)
Filles	+.40 (30)	-.03 (240)	+.01 (270)
	+.58 (40)	-.08 (320)	-.01 (360)

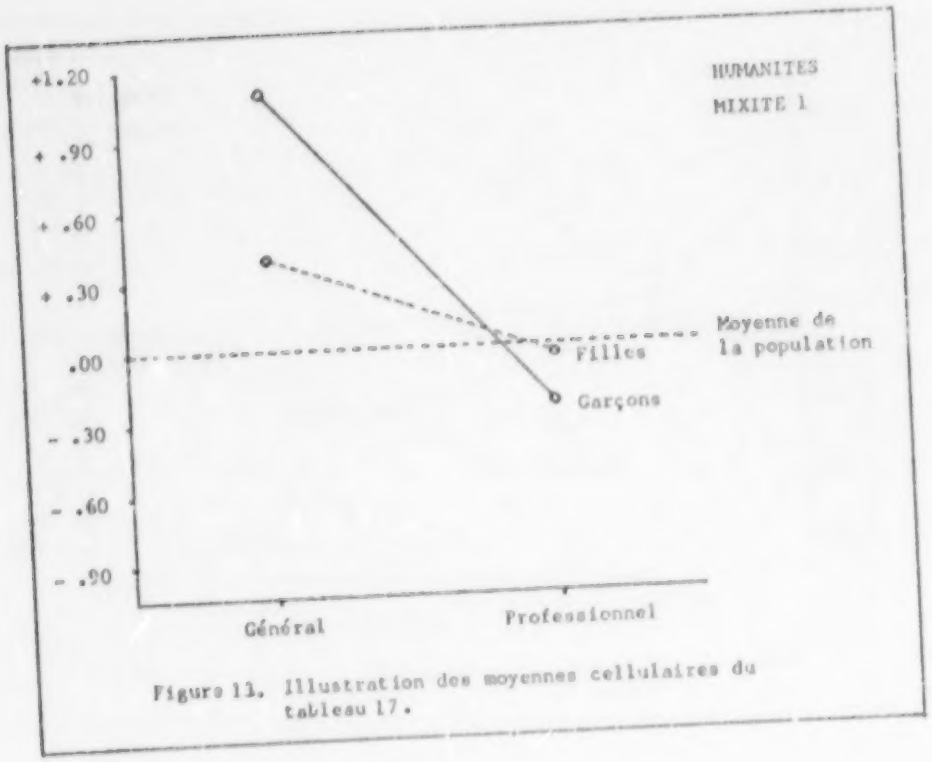


Figure 13. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 17.

Tableau 18

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités comptant une répartition équivalente d'étudiants des 2 orientations (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	+.03 (80)	-.28 (80)	-.13 (160)
Filles	+.15 (80)	+.08 (80)	+.11 (160)
	+.09 (160)	-.10 (160)	-.01 (320)

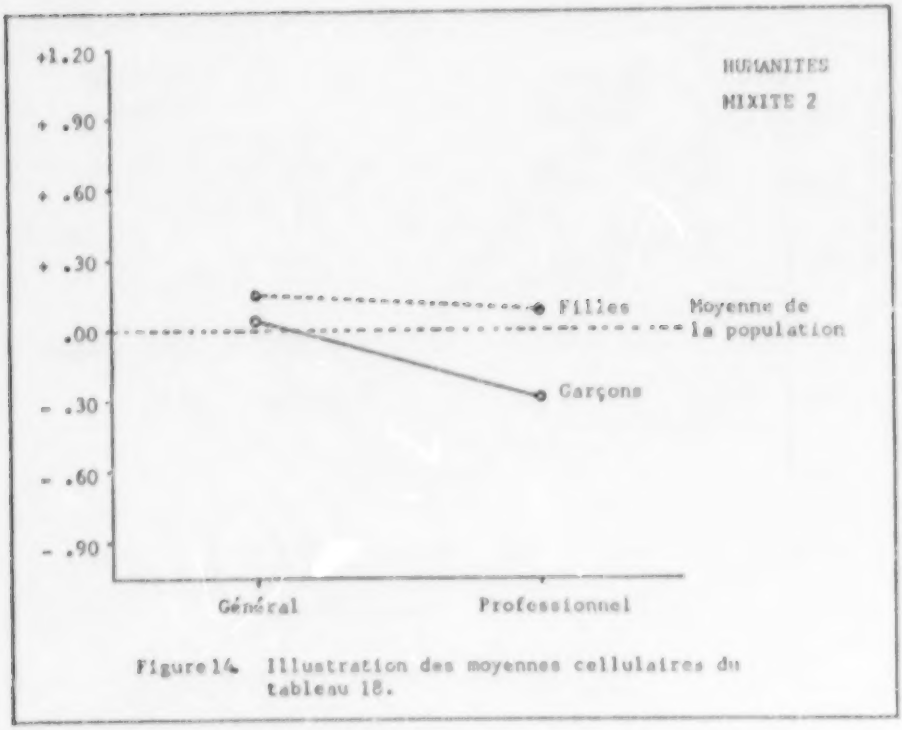


Figure 14 Illustration des moyennes cellulaires du tableau 18.

Tableau 19

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rendement académique d'étudiants dans des classes d'humanités à majorité générale (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.08 (150)	-.60 (30)	-.17 (180)
			**
Filles	+.47 (150)	-.37 (30)	+.34 (180)
	+.20 (300)	** -.48 (60)	+.09 (360)

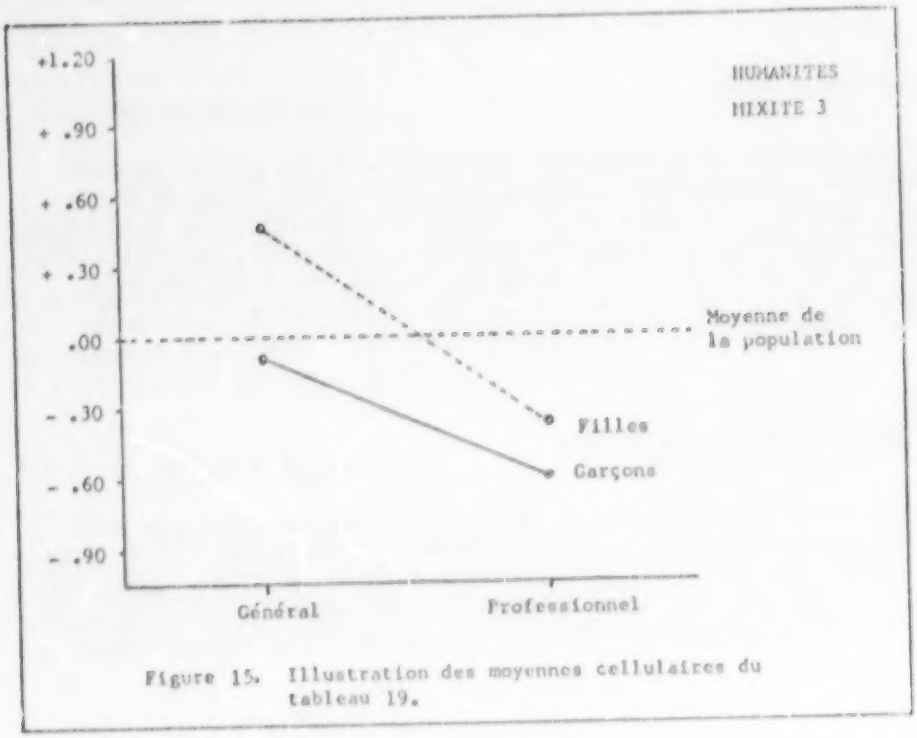


Figure 15. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 19.

synthétisent les principaux résultats des trois analyses de la variance. Nous avons décrit plus haut (cf. 2.2.1) le contenu-type de ces tableaux. On trouvera par ailleurs au tableau D-1 plus de détails sur les calculs statistiques.

3.2.1 La variable Orientation

On peut de nouveau affirmer qu'il existe un effet d'Orientation, net mais faible, selon lequel les étudiants d'orientation générale réussissent académiquement mieux que leurs confrères du professionnel, lorsque tous deux se retrouvent dans des classes mixtes. En effet, l'analyse de la variance met en évidence des effets globaux d'Orientation statistiquement significatifs aux niveaux de mixité 1 et 3, c'est-à-dire dans les classes à forte majorité professionnelle et dans celles à forte majorité générale.

3.2.2 La variable Sexe

On ne retrouve plus dans ces analyses un effet global de Sexe aussi marqué que précédemment. Certes, sur trois couples de moyennes où l'on peut comparer les deux sexes, trois fois sur trois le R.A. moyen des filles est supérieur à celui des garçons. Cependant, la statistique est une discipline rigoureuse qui exige qu'on obéisse à ses règles; selon elles, un seul effet global, au niveau de mixité 3 ($F = 11.79$, $p < .01$), doit être considéré statistiquement significatif.

3.2.3 La variable Niveau de mixité

Cette variable pose ici les mêmes problèmes que ceux que nous avons discutés au paragraphe 2.2.2.3, notamment l'impossibilité de mesurer des effets principaux. Le seul élément digne de mention, c'est son rôle différentiateur eu égard aux deux autres variables: les effets de Sexe et d'Orientation ne se manifestent pas de la même façon selon le

niveau de mixité des classes de l'échantillon. Ces variations feront l'objet de quelques réflexions dans le prochain chapitre, réservé à l'interprétation des résultats de ces deux séries d'analyses.

3.3 Comparaison des deux études

La comparaison des deux études ne constitue pas à proprement parler une tâche interprétative. C'est pourquoi nous l'avons située à l'intérieur de ce chapitre plutôt que dans celui qui suit. Notons que nous ne comparerons pas les présents résultats à l'ensemble des observations que nous avons dégagées de notre analyse des données de l'automne 1970. Etant donné que nous avons dû circonscrire notre choix de matières au secteur des "humanités", notre comparaison n'utilisera que les trois analyses comparables, dont on peut retrouver les résultats synthétiques dans les tableaux 8, 9 et 10.

3.3.1 Impression générale

Dans l'ensemble, l'étude sur les données 1973 se révèle moins riche en informations que la précédente, en grande partie à cause de la disparition d'une variable, à savoir les matières. Cependant, même si les effets n'apparaissent pas aussi clairement en 1973 qu'en 1970, toutes deux mènent à des conclusions semblables. En effet, on ne retrouve en 1973 aucun résultat qui aille en sens contraire des observations tirées de l'échantillon 1970. Les divergences proviennent toujours de passages du significatif au non-significatif ou vice-versa.

3.3.2 La variable Orientation

L'écart de rendement académique entre les deux orientations demeure sans contredit l'effet le plus constant qu'on puisse observer d'une étude à l'autre. Sa réapparition dans les données de 1973 confirme le caractère non-circonstanciel de ce phénomène: même si l'effet n'est pas très intense, son existence peut difficilement être mise en doute.

Tableau 20

Moyennes pondérées du rendement académique pour chaque orientation, calculées en regroupant les sujets des deux trios d'analyses de 1970 et ceux des trois analyses de 1973

Echantillons	Général		Professionnel		Ecart
	N	M.pond.	N	M.pond.	
1970 (Sc. pures)	636	+.11	636	-.01	.13
1970 ("Humanités")	924	+.08	924	-.06	.14
1973 ("Humanités")	500	+.20	540	-.13	.33

Il est cependant intéressant de constater que l'effet d'Orientation n'apparaît pas aux mêmes niveaux de mixité dans les deux études. Alors qu'en 1970 l'effet le plus net était au niveau de mixité 2, c'est à ce même niveau qu'il n'est plus statistiquement significatif en 1973.

3.3.3 La variable Sexe

La divergence la plus étonnante au premier abord entre les deux études se situe au niveau de la variable Sexe. Alors qu'on observait en 1970 un écart statistiquement significatif entre garçons et filles aux trois niveaux de mixité, il ne réapparaît en 1973 qu'au seul niveau 3. Certes, on peut noter que les écarts favorisent également les filles aux deux autres niveaux, mais ces écarts demeurent faibles et sans signification statistique.

Signalons en terminant une autre divergence entre les deux études: on ne retrouve plus en 1973 un effet d'interaction Sexe x Orientation qui, en 1970, ressortait très nettement au niveau de mixité 1, c'est-à-dire dans les classes à majorité professionnelle.

3.3.4 Conclusions

Au terme de cette seconde analyse, nous pouvons affirmer avec plus d'assurance qu'il existe vraiment un écart de rendement académique entre les étudiants du général et du professionnel regroupés dans des classes mixtes. Cet écart n'est pas exorbitant: si l'on compare les R.A. moyens pondérés, calculés séparément pour les deux trios d'analyses en 1970 et pour les trois analyses de 1973 (cf. tableau 20), on s'aperçoit que l'écart moyen, en pourcentages "ordinaires", se situe quelque part entre 0.5% et 1.5%. Nous avons vu par ailleurs que cet écart peut grimper à près de 5% dans certaines situations ou disparaître complètement en d'autres circonstances.

Le second but visé par cette seconde étude était la vérification de changements possibles, intervenus au cours des trois années séparant les deux études. Selon nous, on ne peut parler de changements significatifs, même si nous avons relevé certaines divergences entre les deux séries de résultats; en effet, aucune des divergences relevées n'introduit des renversements d'effets ou l'annulation dans une étude d'observations par ailleurs hautement significatives dans l'autre. Comme les deux situations de cueillette des données n'ont pas été contrôlées de façon serrée, il faudrait des écarts bien plus prononcés entre les deux groupes de résultats pour appuyer une hypothèse de changement.

CHAPITRE QUATRIEME

Synthèse et interprétation des résultats

Les variables Niveau de mixité et Matière n'ont pas été construites pour permettre l'observation d'effets principaux; leur intérêt ne réside donc que dans leurs liens avec les deux variables principales, l'orientation et le sexe des étudiants. Aussi, seules ces deux dernières variables seront directement analysées ici.

4.1 La variable Orientation

4.1.1 Description synthétique des résultats

De façon générale, nous pouvons affirmer:

> dans des classes mixtes quant à l'orientation, on observe un écart de rendement académique entre les étudiants d'orientation professionnelle et générale, en faveur de ces derniers.

Cette conclusion générale prend des teintes différentes selon divers découpages dans les données analysées. Le tableau 21 et le texte ci-dessous traduisent ces nuances.

a) L'effet G>P est faible

Il n'apparaît pas de façon statistiquement significative dans trois des neuf analyses. De plus, l'écart moyen sur l'ensemble se chiffre à environ 1% en notes académiques. Cependant, la direction des écarts appuie l'observation générale dans deux cas sur trois.

Tableau 21

Synthèse des principaux effets significatifs de
la variable Orientation sur la variable Rendement académique

Année	Matière	Niveaux de mixité			Légende
		1	2	3	
1970	Sciences	I** M: P* F: G**	G*	G**	G = Général P = Professionnel I = Interaction M = Masculin F = Féminin ' ' = p <.10 * = p <.05 ** = p <.01
	Humanités	I** M: G**	G*	G' '	
1973	Humanités	G*		G**	

N.B. Les lettres G ou P identifient le groupe dont la moyenne est la plus élevée.

b) L'ampleur de l'effet G>P ne diffère pas entre 1970 et 1973

Cette conclusion non-quantifiable ressort de l'examen du tableau 21.

c) Lorsqu'il apparaît, l'effet G>P est constant d'une matière à l'autre

On n'observe aucun lien significatif entre la matière enseignée et l'effet d'Orientation, à l'exception de l'interaction marginale décrite en 2.2.2.4.

d) L'effet G>P semble d'autant plus net que la proportion d'étudiants du général dans les classes s'accroît

Cette dernière observation est statistiquement invérifiable, mais nous semble plausible à la lumière des trois séries d'analyses, résumées dans le tableau 21.

4.1.2 Interprétation

Notre conclusion confirme les observations intuitives des enseignants, lesquelles furent à la source de ce projet d'étude. Au moment d'interpréter ces résultats, nous avons fait l'inventaire des facteurs explicatifs de cet écart. Voici les principaux.

a) Les politiques de sélection des collèges rendraient moins facile l'entrée dans une concentration du secteur général.

b) Les sujets les moins doués ou ayant un dossier scolaire plus ou moins "reluisant" éviteraient d'eux-mêmes de s'introduire dans un programme impliquant plusieurs années d'études additionnelles.

c) Notre choix de matières ferait appel à des formes de raisonnement plus abstrait, à des concepts moins immédiatement applicables, bref à des aptitudes spécifiques qu'on retrouverait moins actualisées chez les étudiants du professionnel.

d) Notre choix de matières correspondrait à des intérêts moins immédiats pour l'étudiant du professionnel, qui pourrait en conséquence se trouver moins motivé face à ces cours par comparaison aux cours spécifiques de sa spécialité professionnelle.

e) Enfin, l'étudiant du professionnel aurait un horaire de cours nettement plus chargé que l'étudiant du général, ce qui devrait nuire à son rendement dans certains cours, surtout ceux qu'il juge périphériques.

Tous ces arguments, s'ils étaient également vrais et cumulatifs, devraient nous amener à anticiper un écart de rendement académique bien

supérieur à celui que nous avons observé. Face à tous ces facteurs également plausibles, nous n'avons pas manqué d'être étonnés de la différence globale d'à peine 1% au total entre les étudiants des deux orientations. Comment expliquer un si faible écart, alors même qu'il nous est difficile de croire, par exemple, qu'au moment de s'inscrire au cégep le finissant du secondaire ne tiendra pas compte, avec un certain réalisme, de ses chances de succès différentes selon qu'il se dirige vers une carrière universitaire ou vers une carrière dans le secteur technique. Serions-nous vraiment dans l'erreur lorsque nous défendons l'effet non-négligeable des trois premiers facteurs explicatifs identifiés plus haut? A l'aide des seuls dossiers scolaires des étudiants, il ne serait pas très difficile de vérifier s'il se produit effectivement un effet de sélection, volontaire ou imposé, entre les deux orientations.

Bien que prêts à accepter de voir cette conviction infirmée par des recherches futures, nous jugeons justifié de la maintenir jusqu'à preuve du contraire. Comment expliquerons-nous alors le faible écart de rendement académique entre les sujets des deux orientations? Tout simplement par l'effet compensatoire d'un niveau de motivation et d'intérêt plus élevé chez les étudiants du professionnel. L'existence de cet effet compensatoire se trouverait dans une certaine mesure confirmée par les données qu'un de nos collègues (Bernier, 1974) a recueillies et dont il a fait rapport, parallèlement à nous, à ce même comité d'enquête du Conseil supérieur de l'Education.

L'effet de facteurs associés à la motivation et à l'intérêt expliquerait en outre pourquoi l'effet d'Orientation n'apparaît pas aussi systématiquement aux niveaux de mixité 1 et 2 par comparaison au niveau 3, c'est-à-dire dans les classes à majorité générale: dès que le groupe professionnel devient paritaire ou majoritaire, on peut penser que le professeur fera plus d'efforts pour adapter l'enseignement de ces matières de formation générale aux caractéristiques propres du groupe, atténuant par le fait même l'effet G>P.

En conclusion, qu'il nous suffise d'ajouter que les diverses variables explicatives mentionnées plus haut se mesureraient toutes assez aisément, de telle sorte qu'il ne serait pas du tout impossible de vérifier l'impact proportionnel de chacun de ces facteurs sur le rendement académique de l'étudiant. Il nous semblerait tout spécialement souhaitable que soit vérifiée une fois pour toutes cette question des différences

d'aptitudes quantitatives ou qualitatives des étudiants des deux orientations.

4.2 La variable Sexe

4.2.1 Description synthétique des résultats

De façon générale, nous pouvons affirmer:

> dans les classes mixtes quant à l'orientation, on observe un écart de rendement académique entre les garçons et les filles, en faveur de ces dernières.

De même que précédemment, cette conclusion générale doit être nuancée si l'on veut représenter avec plus de justesse la complexité des observations. Un tableau similaire au précédent (tableau 22) permet d'illustrer les principaux effets significatifs associés à cette variable.

a) L'effet F>M en 1970, est plus marqué que l'effet d'Orientation

Cette conclusion, non démontrable statistiquement, ressort clairement d'une comparaison des tableaux 21 et 22. D'ailleurs, nous l'avons décrite plus en détails dans la section 2.2.2.2.

b) L'effet F>M semble s'atténuer sensiblement entre 1970 et 1973

Cette conclusion, non démontrable statistiquement, peut néanmoins être dégagée d'un examen comparatif des deux trios d'analyses effectués avec des cours d'"humanités".

Tableau 22

Synthèse des principaux effets significatifs de la variable Sexe sur la variable Rendement académique

Année	Matière	Niveaux de mixité			Légende
		1	2	3	
1970	Sciences	I** M: P* F: G**		F*	G = Général P = Professionnel I = Interaction M = Masculin F = Féminin ' = p<.10 * = p<.05 ** = p<.01
	Humanités	I** M: G** F**	F**	F**	
1973	Humanités			F**	

N.B. Les lettres G ou P identifient le groupe dont la moyenne est la plus élevée.

c) L'effet F>M est nettement plus fort dans les cours d'"humanités" qu'en sciences

Cette tendance apparaît très nettement au niveau des six analyses de 1970.

d) A l'intérieur du groupe "humanités", l'effet F>M est beaucoup plus net en Français que dans les deux autres matières (Philosophie et Sciences humaines)

Cette interaction entre les variables Sexe et Matière a été décrite en détails dans la section 2.2.2.2.

e) Contairement à l'effet d'Orientation, l'effet F>M apparaît tout à fait indépendant du degré de mixité des groupes

En effet, alors que l'effet d'Orientation se manifeste très différemment selon le degré de mixité, dans le cas de la variable Sexe, les variations de son effet se produisent plutôt entre les disciplines.

4.2.2 Hypothèses interprétatives

Faut-il déduire de ces résultats qu'il existe un écart entre garçons et filles quant à leur niveau respectif d'aptitudes générales? Une telle conclusion irait à l'encontre d'un long passé de recherches scientifiques en psychologie différentielle, d'où ne se dégage aucun écart significatif entre les aptitudes intellectuelles générales des deux sexes (Berelson et Steiner, 1964, p. 219).

Pourtant, l'écart de rendement scolaire entre garçons et filles aux niveaux élémentaire et secondaire constitue un fait notoire, tout autant que sa manifestation plus nette en français qu'en mathématiques. Faut-il penser que les difficultés d'adaptation scolaire plus grandes chez les garçons se maintiennent jusqu'au niveau collégial?

Le rôle modulateur des matières et l'atténuation du phénomène en 1973 nous font plutôt pencher vers une hypothèse qui met en jeu l'effet combiné et cumulatif de deux variables:

a) le jeu d'aptitudes spécifiques, qui justifierait une plus grande aisance des jeunes filles dans le domaine des "humanités" où le rôle du raisonnement et de l'expression verbale sont prépondérants, par opposition aux disciplines scientifiques, où traditionnellement les garçons réussissent mieux (cf. Berelson et Steiner, 1964, p. 219-220; Hilton et Berglund, 1974);

b) un effet de sélection chez les filles du général qui expliquerait leur supériorité sur les garçons de même orientation, quel que soit le niveau de mixité.

L'effet de sélection ci-dessus, qui vient masquer la supériorité habituelle des garçons dans les disciplines scientifiques, se vérifie assez aisément. D'abord, les tableaux B-2 et B-4 révèlent une sous-représentation des filles en 1970, par rapport à 1973. Il semble donc qu'à l'époque, les jeunes filles n'envisageaient pas aussi spontanément que les garçons des études prolongées au-delà du niveau secondaire. Mais, ce n'est pas tout. La répartition proportionnelle des filles n'est pas du tout la même entre les cinq disciplines incluses dans notre étude (cf. tableau 4); on retrouve beaucoup moins de filles dans le secteur des sciences, tout particulièrement des jeunes filles d'orientation générale. Or, on constate que les scores de rendement académique les plus élevés de tous nos échantillons se retrouvent surtout chez ce petit groupe de filles du général qui s'intéressent aux disciplines scientifiques. Compte tenu des plans de carrières valorisés en 1970 - et même encore aujourd'hui - par les jeunes filles, on peut considérer comme très plausible que seules celles qui "arboraient" un dossier scolaire très fort en sciences se sentaient suffisamment sûres d'elles-mêmes pour s'inscrire dans un cheminement de carrière traditionnellement réservé à l'autre sexe. L'atténuation progressive de cette sélectivité de l'accès aux études collégiales chez les filles expliquerait la baisse de l'effet F>M en 1973. Dans ce contexte, on doit regretter que des échantillons insuffisants ne nous aient pas permis de vérifier le type de changement intervenu en trois ans dans le secteur des sciences.

4.3 Un phénomène mystérieux: l'interaction Orientation x Sexe

Le lecteur aura sans doute remarqué que nous avions jusqu'ici passé sous silence les deux effets d'interaction Orientation x Sexe observés dans les données de 1970. La raison en est simple: malgré de nombreuses heures passées à explorer et critiquer diverses hypothèses interprétatives, nous n'avons trouvé aucune hypothèse valable pouvant rendre compte de ce phénomène. Avec l'espoir que d'autres verront la lumière là où il n'y a pour nous que ténèbres, nous avons cru bon résumer ci-dessous les caractéristiques principales de ce phénomène.

a) Il se concentre au niveau de mixité 1, c'est-à-dire dans les classes à forte majorité professionnelle.

b) Il ne réapparaît pas dans les données de 1973.

c) L'effet d'interaction apparaît en sens inverse dans le secteur des "humanités" par comparaison au secteur des sciences.

Il s'agit là sans contredit d'un phénomène complexe. Dans les disciplines scientifiques, c'est-à-dire aussi bien en mathématiques qu'en sciences pures, les quelques garçons du général placés dans des classes à majorité professionnelle réussissent moins bien que les garçons du professionnel, tandis que dans ce même type de classes, les quelques filles du général réussissent beaucoup mieux que leurs compagnes d'orientation professionnelle. Par contre, dans les classes d'"humanités", à majorité professionnelle toujours, c'est à peu près l'inverse qui se produit.

L'essentiel du problème se situe selon nous dans notre ignorance des motifs d'apparition de classes comportant une minorité d'étudiants du général. L'inverse, c'est-à-dire le niveau de mixité 3, paraît plus plausible, compte tenu d'une proportion plus grande d'étudiants du général dans nos échantillons et de notre sélection de matières dites "générales". Si nous avions eu une idée plus précise des motifs qui font que quelques étudiants du général se retrouvent en minorité dans des groupes professionnels, peut-être aurions-nous pu expliquer plus aisément ce phénomène? Quoi qu'il en soit, nos efforts d'interprétation se sont soldés par un échec.

III - Second groupe d'analyses

Orientation et perceptions étudiantes

Introduction

Le deuxième volet de notre comparaison des étudiants d'orientation générale et professionnelle a comme contenu la satisfaction de ces étudiants face à l'enseignement reçu. Regroupés dans une même classe autour d'un même professeur, les étudiants, selon qu'ils sont d'orientation générale ou professionnelle, peuvent différer quant à leur satisfaction face aux comportements pédagogiques du professeur. Ce qui paraît très satisfaisant pour un groupe peut l'être beaucoup moins pour l'autre. Dans le contexte des classes mixtes, l'évaluation de la satisfaction comparée des deux groupes en présence, telle que perçue par eux et face à un enseignement commun, nous semble présenter un intérêt certain.

Dans le but de rejoindre des manifestations différentes de la satisfaction étudiante, nous avons sélectionné parmi les questions auxiliaires posées aux étudiants de l'échantillon d'automne 1973, deux variables suffisamment distinctes quant à leur contenu pour présenter chacune un intérêt spécifique. La première concerne le degré de "satisfaisance" du professeur évalué par rapport à l'ensemble des professeurs actuels de l'étudiant. La seconde s'intéresse plutôt à la quantité d'apprentissages réalisés par l'étudiant dans le cours. Ces variables, quoique toutes deux liées à la satisfaction étudiante, peuvent mener à des conclusions différentes et seront étudiées séparément dans ce second groupe d'analyses.

CHAPITRE CINQUIEME

Orientation et "satisfaisance" du professeur

La première de nos deux analyses portant sur des composantes perceptuelles utilisera comme variable dépendante un indicateur général de la satisfaction des étudiants face à l'enseignement reçu, à savoir le degré de "satisfaisance" du professeur évalué par rapport à l'ensemble des professeurs actuels de l'étudiant.

5.1 Méthodologie

5.1.1 La variable dépendante

5.1.1.1 Description de la mesure

Pour mesurer le degré de "satisfaisance" relative d'un professeur, nous partons d'un couple de questions qui se trouvent dans les questions auxiliaires. La formulation précise de ce couple de questions est donnée à la figure 16. Essentiellement, l'étudiant doit attribuer à son professeur un rang correspondant à la satisfaction que ce professeur engendre chez l'étudiant par comparaison aux autres professeurs qui lui enseignent.

La première difficulté rencontrée vient du fait que tous les étudiants n'ont pas le même nombre de professeurs et que, par conséquent, l'étendue et la signification des divers rangs possibles peuvent varier uniquement en raison de ce facteur. Le rang attribué doit donc être corrigé pour le nombre de professeurs de chacun des juges étudiants. D'où la nécessité de poser la première des deux questions. A l'aide d'une technique décrite de façon plus détaillée ailleurs (Gagné et Joyal, 1974), le rang brut est remplacé par un score correspondant à la cote "z" attendue pour un tel rang si l'évaluation porte sur un échantillon de "p" professeurs tiré d'une population normale. En effet, en postulant que la distribution des professeurs dans la population quant à leur satisfai-

faisance est normale et que l'ensemble des professeurs d'un étudiant constitue un échantillon tiré au hasard de cette population, il est possible de calculer la cote "z" moyenne que doit obtenir un professeur de rang 1, 2, etc.

En cumulant ces scores pour tous les étudiants d'une classe, on obtient une moyenne qui varie pratiquement entre -1.30 et +1.30 environ. Un professeur qui recevrait un rang pondéré moyen, par rapport à ses collègues, aura un score de zéro sur cette échelle, tandis qu'il aura un score positif d'autant plus élevé qu'il sera plus fréquemment jugé au premier rang lorsque comparé à d'autres professeurs.

4- Combien de professeurs différents vous enseignent pendant cette session?

A. 1 professeur
B. 2 professeurs
C. 3 professeurs
D. 4 professeurs
E. 5 professeurs
F. 6 professeurs
G. 7 professeurs
H. 8 professeurs ou plus

5- En termes de votre satisfaction générale, quel rang donneriez-vous à ce professeur (que vous venez d'évaluer) parmi ceux qui vous enseignent au cours de la présente session? (Rang 1 = le plus satisfaisant. Par exemple, si vous aviez 5 professeurs différents, le plus satisfaisant aurait le rang 1 et le moins satisfaisant aurait le rang 5.)

A. Rang 1
B. Rang 2
C. Rang 3
D. Rang 4
E. Rang 5
F. Rang 6
G. Rang 7
H. Rang 8 ou plus

Figure 16. Couple de questions utilisé pour mesurer le degré de satisfaisance globale des professeurs.

5.1.1.2 Correction pour la moyenne de classe

La principale source de variation de ces rangs pondérés se situe bien sûr au niveau de l'objet évalué, c'est-à-dire le professeur. Ceci est confirmé par le coefficient de fidélité très élevé que nous obtenons pour cette mesure, soit .93 lorsque les classes comptent vingt-cinq juges étudiants. Concrètement, ce coefficient signifie qu'il est possible de situer chaque professeur à un point très précis sur l'échelle des rangs standards pondérés, et ce nonobstant les caractéristiques des juges. C'est d'ailleurs parce que nous discriminons clairement les professeurs les uns des autres sur cette échelle que nous n'hésitons pas à parler de "satisfaisance" des professeurs plutôt que de nous limiter à un terme comme "satisfaction étudiante", lequel n'attribue pas directement au professeur le "poids explicatif" des variations de ce rang d'un professeur à l'autre.

L'argumentation qui précède nous conduit à une correction pour la moyenne de classe identique à celle que nous avons effectuée pour les mesures de rendement académique. De cette façon, nous éliminerons de nos analyses une source d'erreur importante, soit les différences de "satisfaisance" entre les professeurs, pour ne conserver que les variations des individus face à une même réalité.

5.1.1.3 Interprétation des effets observés

Il importe de noter immédiatement que cette variable perceptuelle ne se prêtera pas à une interprétation aussi simple que dans le cas de nos mesures de rendement académique. Nous travaillons ici avec des perceptions, donc des mesures qui au plan individuel sont fortement teintées de subjectivité(1).

---

(1) Si, dans le Questionnaire PERPE, nous pouvons malgré tout parler avec aise de l'objectivité des jugements étudiants, c'est tout simplement parce que l'évaluation du professeur se fait sur des moyennes de groupes. Ce cumul des perceptions individuelles a pour effet d'annuler les biais perceptifs des individus en même temps qu'il "multiplie" par le nombre de juges la partie "objective" des jugements individuels.

Or, dans la présente étude, notre problème tient au fait que nous devons utiliser les jugements individuels. Nos mesures, certes partiellement objectives, sont inévitablement teintées par divers biais, certains dûs aux caractéristiques des juges, d'autres imputables aux faiblesses de la technique de mesure. En conséquence, même si nous observions un écart significatif entre les étudiants des deux orientations, cet écart pourrait s'interpréter d'au moins trois façons différentes.

1) On pourrait en premier lieu attribuer cet écart à des caractéristiques propres aux deux groupes de juges. En effet, il est possible que les étudiants du secteur professionnel aient, comme groupe, des exigences différentes, plus élevées ou plus basses, face à l'enseignement qu'ils désirent recevoir au cégep. Si tel était le cas, une même "performance" jugée satisfaisante par un groupe ne serait pas jugée aussi positivement par l'autre. L'écart observé ne refléterait dans ce cas qu'une caractéristique différentielle de ces deux groupes d'étudiants <u>en tant que juges</u>.

2) Une deuxième interprétation pourrait s'appuyer sur une différence entre les groupes de référence qu'utilisent les étudiants pour attribuer leurs rangs. Dans ce cas, les étudiants des deux groupes auraient des exigences similaires, mais les groupes de professeurs servant de référence différeraient, de sorte qu'une même "performance", également satisfaisante en soi, obtiendrait un rang différent à cause du groupe de comparaison.

3) Enfin, une troisième interprétation expliquerait les écarts observés comme reflets des réactions différentes des deux groupes à la situation de mixité. Ainsi, un effet global d'Orientation de type G>P signifierait que les étudiants d'orientation professionnelle se montrent globalement moins satisfaits que ceux du général des cours reçus dans des groupes mixtes.

Dans un collège comportant un nombre assez élevé de classes mixtes, où de plus tous les étudiants auraient attribué un rang à tous leurs professeurs, il serait possible, à l'aide d'une méthodologie appropriée, d'accorder un poids explicatif relatif à chacune de ces trois

hypothèses interprétatives, compte tenu du fait qu'elles ne s'excluent pas mutuellement. Nos données ne se comparent aucunement à cette situation idéale, si bien qu'il ne nous sera pas possible d'interpréter clairement les écarts observés, si écarts il y a. Mais, peu importe où se situe la différence, il demeure intéressant de savoir si, oui ou non, les étudiants du professionnel sont plus ou moins satisfaits que les étudiants du général face à un enseignement commun. D'ailleurs, au moment d'interpréter les résultats, nous pourrons jauger dans une certaine mesure, au besoin à l'aide d'indices extérieurs à ces données, l'importance relative de ces trois facteurs explicatifs.

5.1.2 Les variables indépendantes

Tout ce que nous avons dit en 3.1.3 sur les variables indépendantes s'applique ici textuellement.

5.1.3 Le schème d'analyse

Tout ce que nous avons dit en 3.1.4 sur le schème d'analyse s'applique ici textuellement. Une seule différence: l'échantillon de sujets n'est pas identique parce qu'issu d'une nouvelle sélection au hasard des étudiants à l'intérieur du même bassin de classes.

5.2 Analyse des résultats

Les tableaux et figures synthétiques sont respectivement numérotés 23, 24, 25 et 17, 18, 19. Les principales données statistiques issues de ces trois analyses de la variance sont regroupées dans le tableau D-2. Dans l'ensemble, ces trois analyses de la variance nous apprennent surtout qu'il reste encore beaucoup de variance d'erreur à expliquer! Deux effets significatifs seulement ont pu être identifiés, et tout juste puisque leurs seuils de signification se situent à .10 et .05. Examinons de plus près cette "maigre moisson".

Tableau 23

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rang du professeur tel que perçu par des étudiants dans des classes d'humanités à majorité professionnelle (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	.00 (10)	-.05 (80)	-.04 (90)
Filles	-.63 (30)	-.05 (240)	-.12 (270)
	-.48 (40)	-.05 (320)	-.10 (360)

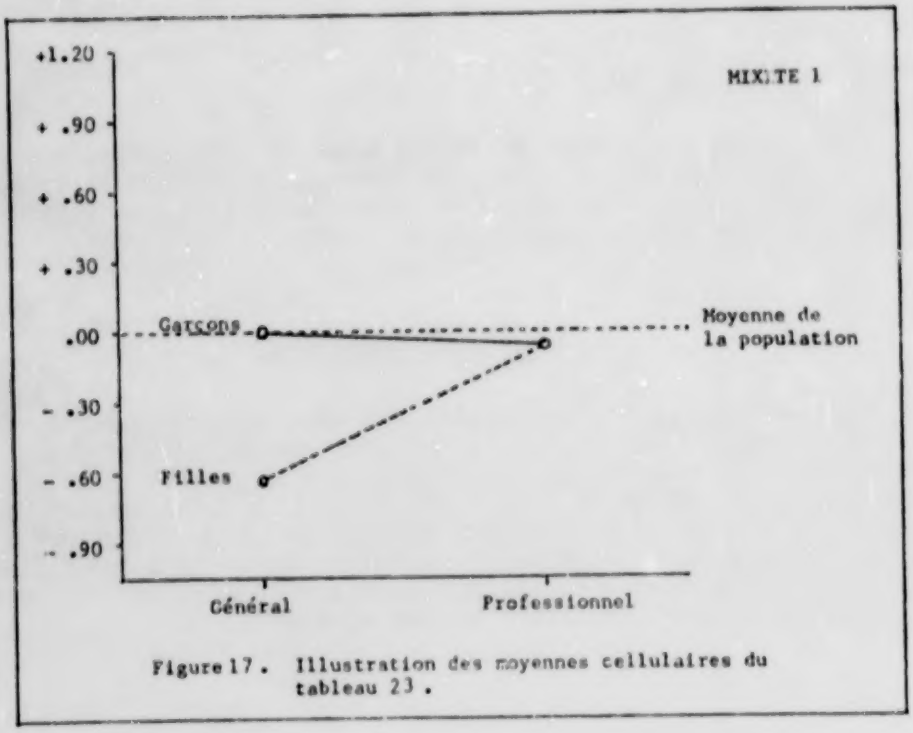


Figure 17. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 23.

Tableau 24

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rang du professeur tel que perçu par des étudiants dans des classes d'humanités comptant une répartition équivalente d'étudiants des 2 orientations (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.15 (80)	-.06 (80)	-.11 (160)
			*
Filles	+.06 (80)	+.31 (80)	+.19 (160)
	-.04 (160)	+.13 (160)	+.04 (320)

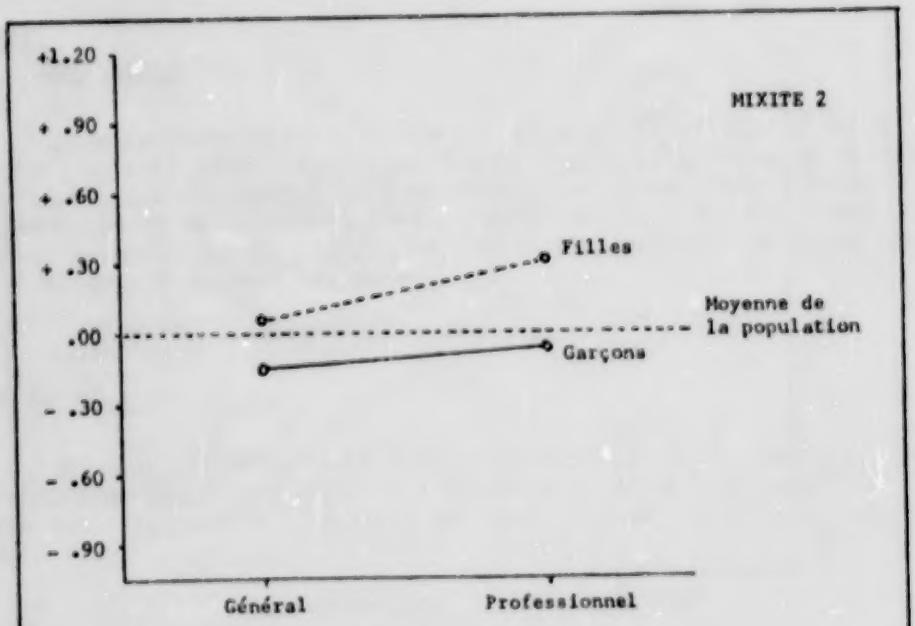


Figure 18. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 24 .

Tableau 25

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, du rang du professeur tel que perçu par des étudiants dans des classes d'humanités à majorité générale (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.05 (150)	.00 (30)	-.04 (180)
Filles	+.04 (150)	+.27 (30)	+.08 (180)
	.00 (300)	+.13 (60)	+.02 (360)

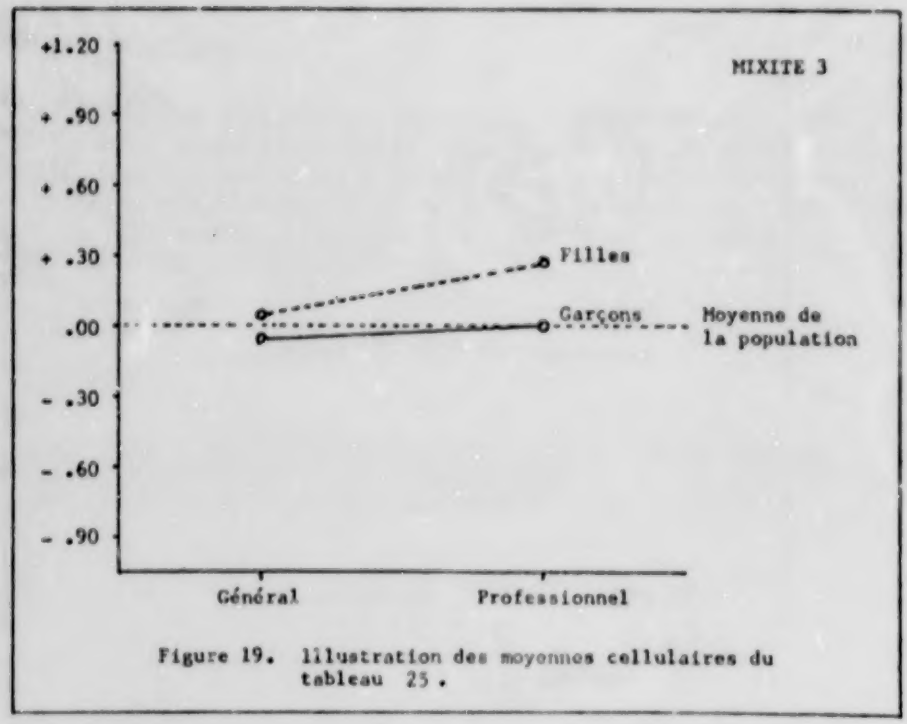


Figure 19. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 25.

5.2.1 La variable Orientation

Cette variable, dont nous avons fait notre centre d'intérêt, fait apparaître un seul effet global à peine significatif ($F=3.82$, $p<.10$) au niveau des classes à forte majorité professionnelle. Dans les classes où ils dominent, les étudiants d'orientation professionnelle accordent des rangs pondérés en moyenne plus élevés à leurs professeurs que leurs confrères du général. Phénomène étrange, la figure 'a' montre une divergence apparemment très nette dans l'effet d'Orientation selon le sexe, ce qui devrait correspondre à un effet d'interaction Sexe x Orientation significatif, qui pourtant n'apparaît pas (cf. tableau D-2), probablement en raison d'un trop petit nombre de sujets d'orientation générale. Signalons en terminant que la direction de l'écart entre les étudiants des deux orientations se maintient aux deux autres niveaux de mixité, sans approcher, et de loin, notre seuil minimal de signification.

5.2.2 La variable Sexe

Cette seconde variable se montre aussi peu florissante que la première: un seul effet significatif dans les classes à mixité équilibrée ($F=4.81$, $p<.05$) montre qu'à ce niveau les jeunes filles jugent leurs professeurs relativement plus satisfaisants que ne les jugent les garçons. Les deux autres niveaux de mixité montrent des tendances non-significatives et de sens contraire.

5.2.3 Conclusion

Comme nous l'avons fait dans la seconde partie du rapport, nous réserverons un chapitre spécial à l'interprétation de ces résultats et à celle des résultats de l'analyse de notre seconde variable de type perceptuel.

CHAPITRE SIXIEME

Orientation et quantité d'apprentissages effectués

6.1 Position du problème

Le terme "apprentissage" désigne indifféremment la fin et le moyen de tout processus de scolarisation. Certes, les différentes mesures formelles du rendement académique de l'étudiant visent justement à préciser la quantité et la qualité des apprentissages effectués par l'étudiant. Cependant, ces résultats "objectifs" ne correspondent pas nécessairement aux perceptions subjectives des étudiants concernant les apprentissages qu'ils jugent avoir effectués à l'intérieur d'un cours.

Les quelques coefficients de corrélation présentés dans le tableau 'D' illustrent jusqu'à quel point le niveau du rendement académique de l'étudiant diffère de la quantité d'apprentissages qu'il juge avoir effectués. La question précise posée à l'étudiant apparaît dans la figure 20. Ce sont justement les réponses à cette question qui nous serviront de variable dépendante dans ce quatrième segment de notre recherche.

Avez-vous beaucoup appris dans ce cours?

A. Extrêmement peu	E. Passablement
B. Très peu	F. Beaucoup
C. Peu	G. Enormément
D. Plus ou moins	

Figure 20. Formulation précise de la question destinée à mesurer la Quantité des apprentissages effectués, telle que présentée dans les questions auxiliaires des quatre versions expérimentales de l'automne 1973.

Tableau 26

Corrélation de la variable Quantité d'apprentissages avec le rendement académique et le rang accordé au professeur pour chacune des versions expérimentales de l'automne 1973

	Versions expérimentales				Ensemble
	I	II	III	IV	
Rendement académique	.186	.113	.153	.198	.168
Rang du professeur	.442	.470	.465	.499	.463
Nombre de sujets	1963	908	637	979	4487

Mais, revenons pour le moment au tableau 26, qui présente pour quatre sous-échantillons indépendants d'étudiants, ceux des quatre versions expérimentales utilisées au cours de l'automne 1973, la corrélation entre ces deux indicateurs bien différents de l'apprentissage étudiant, ainsi que la corrélation de l'un d'eux (Quantité d'apprentissages) avec un indicateur "reconnu" de satisfaction générale face au professeur, à savoir le rang attribué à ce professeur par comparaison aux autres professeurs (cf. chapitre précédent).

Les résultats sont frappants. La corrélation moyenne entre les deux mesures d'apprentissages, bien que statistiquement significative au-delà du seuil de 1% ($r_{.01} \approx .08$), est considérablement plus faible que ce à quoi nous aurions pu nous attendre. Ces deux mesures ne partagent que 3% de leur variance, tandis que Quantité d'apprentissages partage plus de 20% de sa variance avec un indicateur de satisfaction générale. Il semble clair à nos yeux que la perception subjective des apprentissages réalisés s'apparente fort peu à une mesure "objective" de ceux-ci: un

étudiant brillant qui réussit très bien peut malgré tout juger avoir peu appris dans un cours, de même qu'un étudiant qui réussit difficilement peut malgré tout juger avoir beaucoup appris.

En conclusion, la faible corrélation entre ces deux indicateurs du rendement académique justifie amplement à nos yeux le choix de la variable Quantité d'apprentissages. Nous sommes convaincus que cette comparaison des étudiants des deux orientations quant à leurs perceptions respectives des apprentissages effectués dans des classes mixtes constitue un élément fort intéressant de notre "dossier" sur les classes mixtes.

6.2 Méthodologie

6.2.1 La variable dépendante

Nous avons déjà présenté la variable dépendante. Qu'il nous suffise d'ajouter que cette variable paraît en bonne partie "déterminée" par des caractéristiques de la situation pédagogique, donc du professeur, puisque le coefficient moyen de fidélité pour cette mesure se situe aux environs de .89. On peut donc discriminer entre les professeurs avec beaucoup de précision lorsqu'on compare les moyennes de classes à cette question. Aussi, une fois de plus, avons-nous dû appliquer la correction pour la moyenne de classe décrite plus haut (cf. 2.1.2.3). Rappelons finalement que le problème de l'interprétation des effets décrits en 5.1.1.3 se posera tout autant vis-à-vis les effets observés avec cette seconde variable perceptuelle.

6.2.2 Les variables indépendantes

Nous n'avons rien à ajouter au texte présenté en 5.1.2.

Tableau 27

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, de la quantité d'apprentissages effectués par des étudiants dans des classes d'humanités à majorité professionnelle (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.60 (10)	+.05 (80)	-.02 (90)
Filles	+.20 (30)	-.01 (240)	+.02 (270)
	.00 (40)	+.01 (320)	+.01 (360)

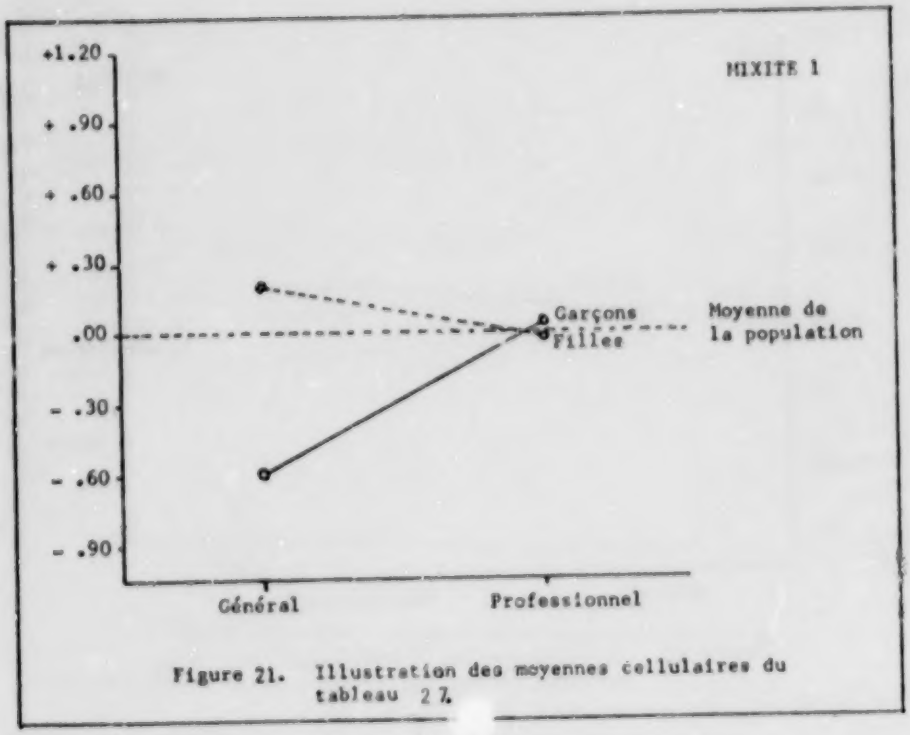


Figure 21. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 27.

Tableau 28

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, de la quantité d'apprentissages effectués par des étudiants dans des classes d'humanités comptant une répartition équivalente d'étudiants des 2 orientations (automne 1973)

	Général	Professionnel		
Garçons	+.0[a] (80)	+.18 (80)	+.11	(160)
Filles	-.05 (80)	-.09 (80)	-.07	(160)
	.00 (160)	+.04 (160)	+.02	(320)

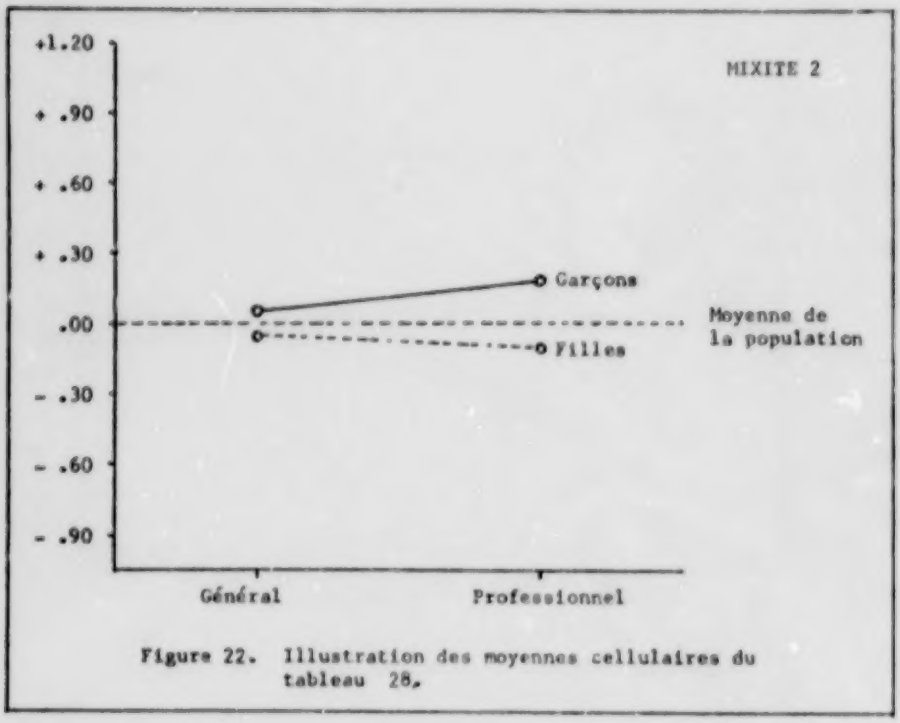


Figure 22. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 28.

Tableau 29

Synthèse des résultats d'une analyse de la variance, selon l'orientation et le sexe, de la quantité d'apprentissages effectués par des étudiants dans des classes d'humanités à majorité générale (automne 1973)

	Général	Professionnel	
Garçons	-.06 (150)	.00 (30)	-.05 (180)
Filles	-.08 (150)	+.03 (30)	-.06 (180)
	-.07 (300)	+.02 (60)	-.06 (360)

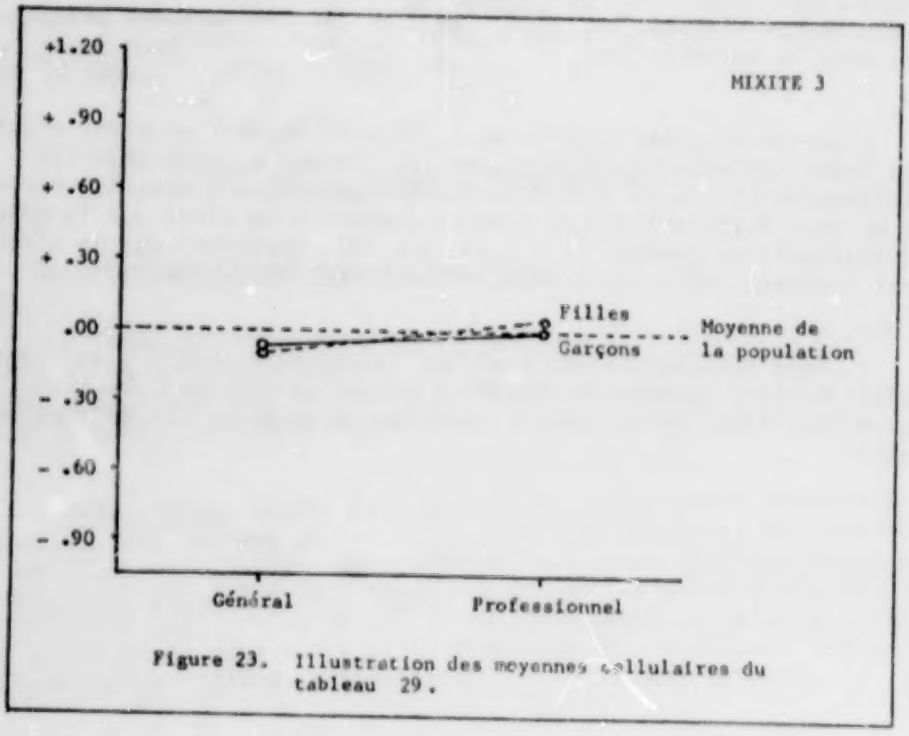


Figure 23. Illustration des moyennes cellulaires du tableau 29.

6.2.3 Le schème d'analyse

Il est identique à celui du chapitre précédent, décrit en 5.1.3.

6.3 Analyse des résultats

Les tableaux 27, 28 et 29 et les figures 21, 22 et 23 qui leur correspondent synthétisent les résultats des trois analyses de la variance que nous avons effectuées avec cette variable. Les principaux calculs sont résumés dans les tableaux D-3 à D-6.

Avec ce trio d'analyses, nous faisons face de nouveau à une carence d'effets significatifs: aucun effet global n'est mis en évidence aux divers niveaux de mixité, pas plus avec la variable Orientation qu'avec la variable Sexe.

L'unique résultat significatif prend la forme d'un effet d'interaction Sexe x Orientation obtenu dans les classes à forte majorité professionnelle ($F = 4.45$, $p < .05$). Le groupe dominant masculin enregistre un taux d'apprentissages statistiquement plus élevé que la minorité d'étudiants du général ($F = 3.40$, $p < .10$), cependant que la direction est inversée, mais non-significative, chez les filles.

Il nous restera à expliquer dans le prochain chapitre les causes possibles de cette carence de résultats significatifs dans les deux études où nous avons choisi comme variables dépendantes des mesures perceptuelles.

CHAPITRE SEPTIEME

Synthèse et interprétation des résultats

A l'intérieur de ce chapitre, nous avons jugé plus simple de regrouper les résultats des deux analyses portant sur des variables dépendantes à caractère perceptuel. D'une part, ainsi que nous l'avons souligné (cf. p. 65), la variable Rang du professeur constitue un indicateur global très valide du degré de satisfaisance générale qu'un professeur suscite au sein des groupes auxquels il enseigne. D'autre part, la variable Quantité d'apprentissages s'apparente beaucoup plus à la variable Rang du professeur qu'à la variable Rendement académique (cf. tableau 26).

Comme dans le chapitre correspondant de la partie II du présent rapport, nous nous centrerons sur deux variables seulement, l'orientation et le sexe.

7.1 La variable Orientation

7.1.1 Description synthétique des résultats

De façon générale, nous ne pouvons pas affirmer qu'il existe une tendance de la part des étudiants de l'une ou l'autre orientation à exprimer des perceptions nettement différentes quant au rang du professeur ou quant aux apprentissages qu'ils jugent avoir effectués.

Tout au plus, compte tenu de l'écart significatif observé dans une analyse (cf. tableau 30) et de la direction similaire des écarts dans les cinq autres, nous pouvons faire état d'une tendance non-significative, mais régulière, des étudiants du professionnel à exprimer des jugements plus positifs en ce qui a trait aux deux variables mesurées. C'est justement la régularité de la direction de l'écart qui nous permet de relever cette différence perceptive entre les deux groupes.

Tableau 30

Synthèse des principaux effets significatifs de
la variable Orientation sur les deux variables perceptuelles

Variables dépendantes	Niveaux de mixité			Légende
	1	2	3	
Rang du professeur	P' '	Nil	Nil	G = Général P = Professionnel I = Interaction M = Masculin F = Féminin ' ' = p <.10 * = p <.05 ** = p <.01
Quantité d'apprentissages	M: P' ' I*	Nil	Nil	

7.1.2 Interprétation

Cette attitude légèrement plus positive des étudiants d'orientation professionnelle devrait nous étonner. En effet, ainsi que nous l'avons décrit dans le quatrième chapitre, tous les facteurs explicatifs qui nous viennent spontanément à l'esprit devraient cumuler leurs effets dans le sens de perceptions moins positives de la part des étudiants du professionnel placés dans des classes mixtes: leur rendement académique s'avère légèrement inférieur, les disciplines où se retrouvent des classes mixtes correspondent à des intérêts plus périphériques, etc.

Faut-il croire que les étudiants d'orientation professionnelle partageraient certaines attitudes plus positives vis-à-vis leur formation de niveau collégial, lesquelles se traduiraient par des jugements moins sévères à l'endroit des principaux agents de leur environnement pédagogique? La régularité de l'effet nous oriente vers ce type d'interprétation, même s'il nous faut reconnaître que nos contraintes échan-

tillonnales ne nous ont pas permis de vérifier la stabilité de cet écart d'une matière à l'autre. A tout le moins, ce type d'interprétation irait tout à fait dans le sens d'une des hypothèses interprétatives formulées au chapitre quatrième.

Il est intéressant de noter en terminant que les deux résultats significatifs observés eu égard à cette variable dépendante se concentrent au niveau de mixité 1, c'est-à-dire dans les classes à forte majorité professionnelle. Tel qu'indiqué dans le quatrième chapitre, ce niveau de mixité paraît tout spécialement favorable aux étudiants du professionnel.

7.2 La variable Sexe

7.2.1 Description synthétique des résultats

De façon générale, nous ne pouvons pas affirmer qu'il existe un écart significatif entre les perceptions des deux sexes; nous ne pouvons même pas parler d'une tendance régulière dirigée dans un sens ou dans l'autre.

La conclusion ci-dessus nous semble la seule valable, malgré l'écart significatif observé dans l'une des six analyses (cf. tableau 24). En effet, l'examen des cinq autres écarts entre moyennes ne met en évidence aucune régularité de leur direction.

7.2.2 Interprétation

Notre unique effort interprétatif devrait porter sur l'absence d'effet global au niveau de cette variable par opposition à l'effet très net que nous avons observé dans le cas de la variable Rendement académique. On trouvera dans la section 7.4 quelques réflexions sur cette disparité entre les deux groupes d'études.

Tableau 31

Synthèse des principaux effets significatifs de
la variable Sexe sur les deux variables perceptuelles

Variables dépendantes	Niveaux de mixité			Légende
	1	2	3	
Rang du professeur	Nil	F*	Nil	G = Général P = Professionnel I = Interaction M = Masculin F = Féminin ' ' = p ≤.10 * = p ≤.05 ** = p ≤.01
Quantité d'apprentissages	I* M: P' '	Nil	Nil	

7.3 Un phénomène mystérieux: suite et fin

Nous croyons qu'il ne faut pas passer sous silence la réapparition d'un effet d'interaction Orientation x Sexe dans l'une de ces six analyses, d'autant plus qu'on l'observe de nouveau au niveau de mixité 1.

Deux circonstances cependant ne contribuent pas à éclaircir ce phénomène. Premièrement, il se produit au niveau des données de 1973, alors que les deux autres effets d'interaction se retrouvaient dans l'échantillon 1970. Deuxièmement, il va en sens contraire de l'effet d'interaction comparable que nous avons observé dans le secteur des "humanités", en 1970, avec la variable Rendement académique.

7.4 Conclusion

L'observation générale qu'on peut extraire de ce second groupe d'analyses portant sur des variables perceptuelles se résume dans une carence d'effets significatifs, quelles que soient les variables introduites pour faire apparaître de tels effets. Dans le contexte d'un instrument destiné à "construire" des jugements objectifs portant sur des professeurs à partir de perceptions individuelles nécessairement teintées de subjectivité, ces résultats peu significatifs ne peuvent que nous réjouir, dans la mesure où ils confirment le rôle négligeable de divers biais susceptibles de fausser systématiquement les jugements étudiants. Evidemment, tous les instruments qui s'appuient sur des perceptions ou jugements d'individus ne peuvent aspirer à une complète objectivité des mesures: les variations entre individus demeurent, de telle sorte qu'il n'aurait pas été étonnant, ni inquiétant, d'observer des effets significatifs dans le cadre de ce second groupe d'analyses. Ce à quoi nous devions nous attendre, compte tenu de la fidélité de nos mesures, c'est à l'absence d'effets très nets à ce niveau. Nos attentes se sont trouvées confirmées.

Références

BERELSON, B. et STEINER, G.A. (1964) Human behavior: an inventory of scientific findings. New York: Harcourt.

BERNIER, L. (1974) Attitudes des étudiants du collégial face à leur activité et à leur contexte scolaires. Rapport de recherche commandité par le Comité d'étude sur l'enseignement collégial du Conseil supérieur de l'Education.

CONSEIL SUPERIEUR DE L'EDUCATION (1973) Sujets de recherche et commandites. Rapport préparé par le Comité d'étude sur l'enseignement collégial.

CORMIER, R. et GAGNE, F. (1974) Some relationships between students grades, teachers leniency in grading and student satisfaction toward teaching. Communication présentée au Congrès de la Société canadienne pour l'étude de l'éducation, Toronto.

GAGNE, F. et JOYAL, J.P. (1974) Le questionnaire PERPE: un service pour les "pédagogiquement bien-nantis". Communication présentée au 42è Congrès de l'Association canadienne-française pour l'avancement de la science.

GAUTHIER, F. (1973) L'espace multi-dimensionnel du questionnaire PERPE. INRS-Education, Document 0873-02.

GOUVERNEMENT DU QUEBEC (1964) Rapport de la commission royale d'enquête sur l'enseignement dans la province de Québec.

HILTON, T.L. et BERGLUND, G.W. (1974) Sex differences in mathematics achievement - a longitudinal study. The Journal of educational research, 67, no 5, 231-237.

MARTIN, J. (1972) Programme d'analyse sociologique, étape I, distribution des caractéristiques des étudiants. INRS-Education, Document 0272-03.

SOKAL, R.R. et ROHLF, E.J. (1969) Biometry: the principles and practice of statistics in biological research. San Francisco: Freeman.

WALSH, W.B. (1967) Validity of self-report. Journal of counseling psychology, 14, 18-23.

Appendice A

Description du 7è "mandat" décrivant
un des 19 ensembles d'informations à recueillir
(Extrait d'un texte daté du 23 novembre 1973, préparé
par le comité responsable de l'enquête sur les cégeps.)

MANDAT 7: RECUEIL DE DONNEES SUR LE REGROUPEMENT DES ETUDIANTS DES SECTEURS GENERAL ET PROFESSIONNEL AU NIVEAU COLLEGIAL ET SUR LA POSSIBILITE POUR LES ETUDIANTS DE CHOISIR UNE NOUVELLE ORIENTATION

CHERCHEUR: PERPE (1er choix)
Agent de recherche (si PERPE ne peut nous offrir des données pour l'ensemble des sujets).

SUJETS DE RECHERCHE:

1. calcul des cours communs aux deux secteurs (1967/73);
2. établir le nombre et la nature des activités communes aux deux secteurs (1967/73);
3. voir les possibilités de passage d'une concentration à l'autre, d'une spécialité à l'autre;
4. voir les possibilités de passage du général au professionnel et vice versa;
5. voir les possibilités de passage du professionnel à l'université, du général au marché du travail.

QUELQUES SUGGESTIONS DE REFERENCES:

- DIGEC, Cahiers de l'enseignement collégial;
- collèges, DSP, DSE;
- CLESEC, universités;
- Relance;
- Rapport Roquet.

DUREE: moyen terme (novembre 1973 à mars 1974).

RESPONSABLE: Francine Hallé via monsieur Françoys Gagné.

Appendice B

Statistiques descriptives diverses
concernant les deux banques de données
utilisées: automne 1970 et automne 1973

Tableau B-1

Distribution des classes de l'échantillon d'automne 1970 selon la matière et la proportion d'étudiants du général[1]

	Matière	Proportions d'étudiants du général					
		<5%	5 à 24%	25 à 74%	75 à 94%	≥95%	Total
1A	Biologie	7	9	4	6	20	46
1B	Education physique	1	1	12	6	2	22
2B	Tech. labo. médical	3	2			1	6
2D	Tech. de radiologie	2	1				3
2F	Tech. sc. naturelles	2	1			1	4
2G	Tech. infirmières	47	6				53
2H	Tech. forestières		3				3
3A	Mathématiques	7	24	6	28	55	120
3B	Chimie	5	4	4	18	28	59
3C	Physique		6	2	11	27	46
3D	Géologie					3	3
3E	Sc. graphiques	2	5				7
4A	Chimie spécialisée	9	8			2	19
4C	Tech. de l'architecture	1	2				3
4G	Tech. de génie civil	4	9				13
4H	Tech. de mécanique	2	2				4
4J	Electrotechnique	16	9				25
5A	Géographie		1	2	8	8	19
5B	Histoire		2	1	9	16	28
5D	Philosophie	12	18	24	46	24	124
5E	Psychologie	8	13	8	16	12	57
5F	Sc. religieuses				3	1	4
5G	Sc. sociales	6	2	7	23	17	55
6B	Tech. d'éd. spécialisée	4					4
6E	Assistance sociale	2	1				3
6F	Tech. des communicat.	1	2				3
6G	Bibliotechnique	7	4				11
6J	Tech. administratives	19	11	2	1		33
6L	Informatique	12	6	3	3	3	27
7A	Arts plastiques	1	2	2	3	1	9
7B	Cinéma			2	1		3
9A	Français	19	14	29	37	45	144
9B	Anglais		1	5	11	7	24
	TOTAL N	190	169	113	230	273	984
	%	20.2	17.2	11.5	23.4	27.7	100

[1] Exclusion des matières comportant moins de trois classes (N = 15) et des "deuxième" classes d'un même professeur (N = 197).

Tableau B-2

Distribution des étudiants des classes mixtes de l'automne 1970 selon les quatre variables du plan d'analyse initial[1]

	Mixité / Matière	Général			Professionnel			Totaux	
		1	2	3	1	2	3		
Masculin	Maths	67	50	463	464	73	67	1184	
	Sc.Pures	22	53	471	178	72	75	871	
	Sc.Hum.	23	100	390	138	62	51	764	5135 (58.4%)
	Philo.	39	205	582	213	107	84	1230	
	Français	33	230	427	178	162	56	1086	
Féminin	Maths	12	19	201	138	9	27	406	
	Sc.Pures	15	19	271	95	11	36	447	
	Sc.Hum.	28	93	286	254	102	54	817	3652 (41.6%)
	Philo.	13	136	360	221	149	67	946	
	Français	18	204	307	192	253	62	1036	
Totaux		270	1109	3758	2071	1000	579	Grand total:	
		5137 (58.5%)			3650 (41.5%)			8787 (100%)	

[1] C'est à l'intérieur de ce réservoir qu'était fait le tirage au hasard.

Tableau B-3

Distribution des classes de l'échantillon d'automne 1973 selon la matière et la proportion d'étudiants du général[1]

	Matière	Proportions d'étudiants du général 5%	5 à 24%	25 à 74%	75 à 94%	95%	Total
1A	Biologie	6	6	2	2	10	26
1B	Education physique	1		1	1	1	4
2B	Tech. labo. médical	2					2
2C	Tech. d'inhalothérapie			2			2
2E	Tech. de physiothérapie				1		1
2F	Tech. des sc. naturelles	1				1	2
2G	Tech. infirmières	8	5	1	2	3	19
2H	Tech. forestières	1					1
2J	Tech. de diététique	2	1				3
3A	Mathématiques	5	1	2	5	15	28
3B	Chimie	1	2	2	1	4	10
3C	Physique	3	2	1	2	6	14
4A	Chimie spécialisée			1			1
4G	Tech. de génie civil					1	1
4H	Tech. de mécanique					1	1
4J	Electrotechnique	2					2
5A	Géographie	1	1	1	1	4	8
5D	Philosophie	5	5	8	5	8	31
5E	Psychologie	4	3	1	1	11	20
5F	Sc. religieuses				2	1	3
5K	Economique			1			1
5L	Sc. politiques	1		1			2
5M	Sociologie		2			2	4
6B	Tech. d'éd. spécialisée					1	1
6E	Assistance sociale	3	2			3	8
6F	Tech. des communicat.					1	1
6J	Tech. administratives	4		1	3	6	14
6L	Informatique		1		1	1	3
6N	Tech. de secrétariat					1	1
7A	Arts plastiques		2	1	1	1	5
9A	Français	5	2	3	3	7	20
9B	Anglais	2		1	1		4
9E	Espagnol			1	2	2	5
9H	Hébreu					1	1
	TOTAL N	57	35	31	34	92	249
	%	22.9	14.1	12.4	13.7	36.9	100

[1] Ce tableau ne contient que les classes ayant utilisé les versions expérimentales I et II, ce qui correspond malgré tout à près de 70% de l'ensemble des données.

Tableau B-4

Distribution des étudiants des classes mixtes de l'automne 1973 selon les quatre variables du plan d'analyse initial[1]

		Général			Professionnel			Totaux	
	Mixité / Matière	1	2	3	1	2	3		
Masculin	Maths	1	10	97	7	7	21	143	
	Sc.Pures	2	14	34	15	6	6	77	
	Sc.Hum.	5	52	166	10	20	33	286	1122 (47.8%)
	Philo.	7	80	115	32	40	16	290	
	Français	5	34	205	38	23	21	326	
Féminin	Maths	0	4	60	14	0	1	79	
	Sc.Pures	3	3	32	21	0	2	61	
	Sc.Hum.	22	50	133	159	36	7	407	1223 (52.2%)
	Philo.	4	50	77	78	58	16	283	
	Français	10	57	133	103	44	46	393	
Totaux		59	354	1052	477	234	169	Grand total:	
		1465 (62.5%)			880 (37.5%)			2345 (100%)	

[1] C'est à l'intérieur de ce réservoir qu'était fait le tirage au hasard.

Appendice C

Statistiques descriptives et tableau. de résultats pour les six analyses de la variance effectuées sur le rendement académique (variable dépendante) avec les données de l'automne 1970

Note. Les niveaux de signification sont indiqués comme suit:

'F' : F significatif à .10

F* : F significatif à .05

F** : F significatif à .01

Tableau C-1

Moyennes et nombres d'observations
pour les diverses cellules des trois plans factoriels 2x2x2
(rendement académique, automne 1970)

Mixité	Matière		Général		Professionnel	
			Garçons	Filles	Garçons	Filles
Niveau 1	Mathématiques	Moy.	-.27	1.27	.19	.34
		N	(22)	(11)	(154)	(77)
	Sciences pures[1]	Moy.	-.45	1.00	.11	-.08
		N	(22)	(11)	(154)	(77)
Niveau 2	Mathématiques	Moy.	.00	.78	-.11	-.44
		N	(45)	(9)	(45)	(9)
	Sciences pures	Moy.	.18	.22	-.33	-.22
		N	(45)	(9)	(45)	(9)
Niveau 3	Mathématiques	Moy.	.02	.17	-.95	-.09
		N	(154)	(77)	(22)	(11)
	Sciences pures	Moy.	-.03	.36	-.86	-1.00
		N	(154)	(77)	(22)	(11)

[1] Regroupement de cours de physique et de chimie.

Tableau C-2

Moyennes et nombres d'observations
pour les diverses cellules des trois plans factoriels 2x2x3
(rendement académique, automne 1970)

Mixité	Matière		Général		Professionnel	
			Garçons	Filles	Garçons	Filles
Niveau 1	Sciences humaines[1]	Moy.	.07	-.23	-.09	.12
		N	(13)	(13)	(91)	(91)
	Philosophie	Moy.	.69	-.08	-.27	.10
		N	(13)	(13)	(91)	(91)
	Français	Moy.	.08	.46	-.34	.37
		N	(13)	(13)	(91)	(91)
Niveau 2	Sciences humaines	Moy.	.00	.12	-.26	.06
		N	(50)	(50)	(50)	(50)
	Philosophie	Moy.	-.14	.42	-.16	.18
		N	(50)	(50)	(50)	(50)
	Français	Moy.	-.16	.74	-.28	.08
		N	(50)	(50)	(50)	(50)
Niveau 3	Sciences humaines	Moy.	.00	.03	-.38	.00
		N	(91)	(91)	(13)	(13)
	Philosophie	Moy.	-.09	.18	-.62	-.62
		N	(91)	(91)	(13)	(13)
	Français	Moy.	-.31	.27	-.38	.62
		N	(91)	(91)	(13)	(13)

[1] Regroupement de cours de psychologie et de sciences sociales (sociologie, anthropologie, économique et sciences politiques).

Tableau C-3

Analyse de la variance pour mathématiques
et sciences pures au niveau de mixité 1
(rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	.002	1	<1.0
Sexe	3.409	1	1.484
Matière	4.926	1	2.145
Orientation x Sexe	29.630	1	12.900**
Orientation x Matière	.007	1	<1.0
Sexe x Matière	2.761	1	1.202
Orientation x Sexe x Matière	.195	1	<1.0
Erreur	2.297	520	

Tableau C-4

Analyse de la variance finale[1] pour mathématiques
et sciences pures au niveau de mixité 1
(rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation			
pour les garçons	10.132	1	4.411*
pour les filles	19.501	1	8.490**
Sexe	3.409	1	1.454
Matière	4.926	1	2.145
Orientation x Matière	.007	1	<1.0
Sexe x Matière	2.761	1	1.202
Orientation x Sexe x Matière	.195	1	<1.0
Erreur	2.297	520	

[1] Cette analyse isole les effets simples de l'interaction significative Sexe x Orientation observée dans le tableau C-3.

Tableau C-5

Analyse de la variance pour mathématiques
et sciences pures au niveau de mixité 2
(rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	8.560	1	4.567*
Sexe	.675	1	<1.0
Matière	.116	1	<1.0
Orientation x Sexe	2.045	1	1.091
Orientation x Matière	.560	1	<1.0
Sexe x Matière	.157	1	<1.0
Orientation x Sexe x Matière	2.601	1	1.388
Erreur	1.875	208	

Tableau C-6

Analyse de la variance pour mathématiques
et sciences pures au niveau de mixité 3
(rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	44.160	1	18.461**
Sexe	9.281	1	3.880*
Matière	.000	1	<1.0
Orientation x Sexe	.114	1	<1.0
Orientation x Matière	1.108	1	<1.0
Sexe x Matière	.213	1	<1.0
Orientation x Sexe x Matière	4.935	1	2.063
Erreur	2.392	520	

Tableau C-7

Analyse de la variance pour les trois matières du secteur des humanités au niveau de mixité 1 (rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	2.335	1	1.803
Sexe	19.040	1	14.697**
Matière	.389	2	<1.0
Orientation x Sexe	7.500	1	5.790*
Orientation x Matière			
Sciences humaines vs Philosophie et Français	2.645	1	2.040
Philosophie vs Français	.322	1	.249
Sexe x Matière	4.184	2	3.230*
Orientation x Sexe x Matière	1.032	2	<1.0
Erreur	1.296	616	

Tableau C-8

Analyse de la variance finale[1] pour les trois matières du secteur des humanités au niveau de mixité 1 (rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation			
pour garçons	9.103	1	7.027**
pour filles	.733	1	<1.0
Sexe			
en Sciences humaines	1.082	1	<1.0
en Philosophie	2.769	1	2.138
en Français	23.558	1	18.184**
Matière	.389	2	<1.0
Orientation x Matière			
Sciences humaines vs Philosophie et Français	2.645	1	2.040
Philosophie vs Français	.322	1	.249
Orientation x Sexe x Matière	1.032	2	<1.0
Erreur	1.295	616	

[1] Cette analyse isole les effets simples des interactions significatives Orientation x Sexe et Sexe x Matière observées dans le tableau C-7.

Tableau C-9

Analyse de la variance pour les trois matières du secteur des humanités au niveau de mixité 2 (rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	8.881	1	5.268*
Sexe	30.375	1	18.018**
Matière	1.147	2	<1.0
Orientation x Sexe	.882	1	<1.0
Orientation x Matière			
Sciences humaines vs Philosophie et Français	.083	1	<1.0
Philosophie vs Français	1.690	1	1.002
Sexe x Matière	1.620	2	<1.0
Orientation x Sexe x Matière	2.247	2	1.333
Erreur	1.686	592	

Tableau C-10

Analyse de la variance pour les trois matières du secteur des humanités au niveau de mixité 3 (rendement academique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	4.112	1	'2.822'
Sexe	15.391	1	10.566**
Matière	.083	2	<1.0
Orientation x Sexe	.484	1	<1.0
Orientation x Matière			
Sciences humaines vs Philosophie et Français	.046	1	<1.0
Philosophie vs Français	7.121	1	4.889*
Sexe x Matière	4.314	2	'2.962'
Orientation x Sexe x Matière	.803	2	<1.0
Erreur	1.457	616	

Tableau C-11

Analyse de la variance finale[1] pour les trois matières du secteur des humanités au niveau de mixité 3 (rendement académique, automne 1970)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	4.111	1	2.822
Sexe			
en Sciences humaines	.308	1	.211
en Philosophie	2.769	1	1.902
en Français	20.942	1	14.377**
Matière	.083	2	<1.0
Orientation x Sexe	.484	1	<1.0
Orientation x Matière			
Sciences humaines vs Philosophie et Français	.046	1	<1.0
Philosophie vs Français	7.121	1	4.889*
Orientation x Sexe x Matière	.803	2	<1.0
Erreur	1.457	616	

[1] Cette analyse isole les effets simples de l'interaction significative Sexe x Matière observée dans le tableau C-10.

Appendice D

Tableaux de résultats
des analyses de la variance
effectuées sur trois variables dépendantes
différentes avec les données de l'automne 1973

Variables dépendantes

1. Rendement académique (tableau D-1)
2. Rang du professeur (tableau D-2)
3. Quantité d'apprentissages (tableaux D-3 à D-6)

Note. Les moyennes et les nombres d'observations pour chacune des cellules des divers plans factoriels 2 x 2 se trouvent dans le texte.

Tableau D-1

Résultats des analyses de la variance
pour chacun des trois niveaux de mixité
(rendement académique, automne 1973)

Niveaux de mixité	Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
1	Orientation	15.313	1	5.908*
	Sexe	.579	1	<1.0
	Orientation x Sexe	5.301	1	2.045
	Erreur	2.592	356	
2	Orientation	2,813	1	1.306
	Sexe	4.513	1	2.095
	Orientation x Sexe	1.013	1	<1.0
	Erreur	2.154	316	
3	Orientation	22.951	1	11.763**
	Sexe	23.003	1	11.790**
	Orientation x Sexe	.777	1	<1.0
	Erreur	1.951	356	

Tableau D-2

Résultats des analyses de la variance
pour chacun des trois niveaux de mixité
(rang du professeur, automne 1973)

Niveaux de mixité	Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
1	Orientation	6.422	1	'3.822'
	Sexe	.334	1	<1.0
	Orientation x Sexe	2.674	1	1.591
	Erreur	1.680	356	
2	Orientation	2.278	1	1.587
	Sexe	6.903	1	4.807*
	Orientation x Sexe	.528	1	<1.0
	Erreur	1.436	316	
3	Orientation	.934	1	<1.0
	Sexe	1.225	1	<1.0
	Orientation x Sexe	.405	1	<1.0
	Erreur	1.610	356	

Tableau D-3

Analyse de la variance

pour le niveau de mixité 1

(quantité d'apprentissages, automne 1973)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	.001	1	<1.0
Sexe	.093	1	<1.0
Orientation x Sexe	4.912	1	4.449*
Erreur	1.104	356	

Tableau D-4

Analyse de la variance finale[1]

pour le niveau de mixité 1

(quantité d'apprentissages, automne 1973)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation			
pour les garçons	3.756	1	'3.402'
pour les filles	1.157	1	1.048
Sexe	.093	1	<1.0
Erreur	1.104	356	

[1] Cette analyse isole les effets simples d'orientation pour chaque sexe.

Tableau D-5

Analyse de la variance

pour le niveau de mixité 2

(quantité d'apprentissages, automne 1973)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	.153	1	1.0
Sexe	2.628	1	2.284
Orientation x Sexe	.834	1	1.0
Erreur	1.150	316	

Tableau D-6

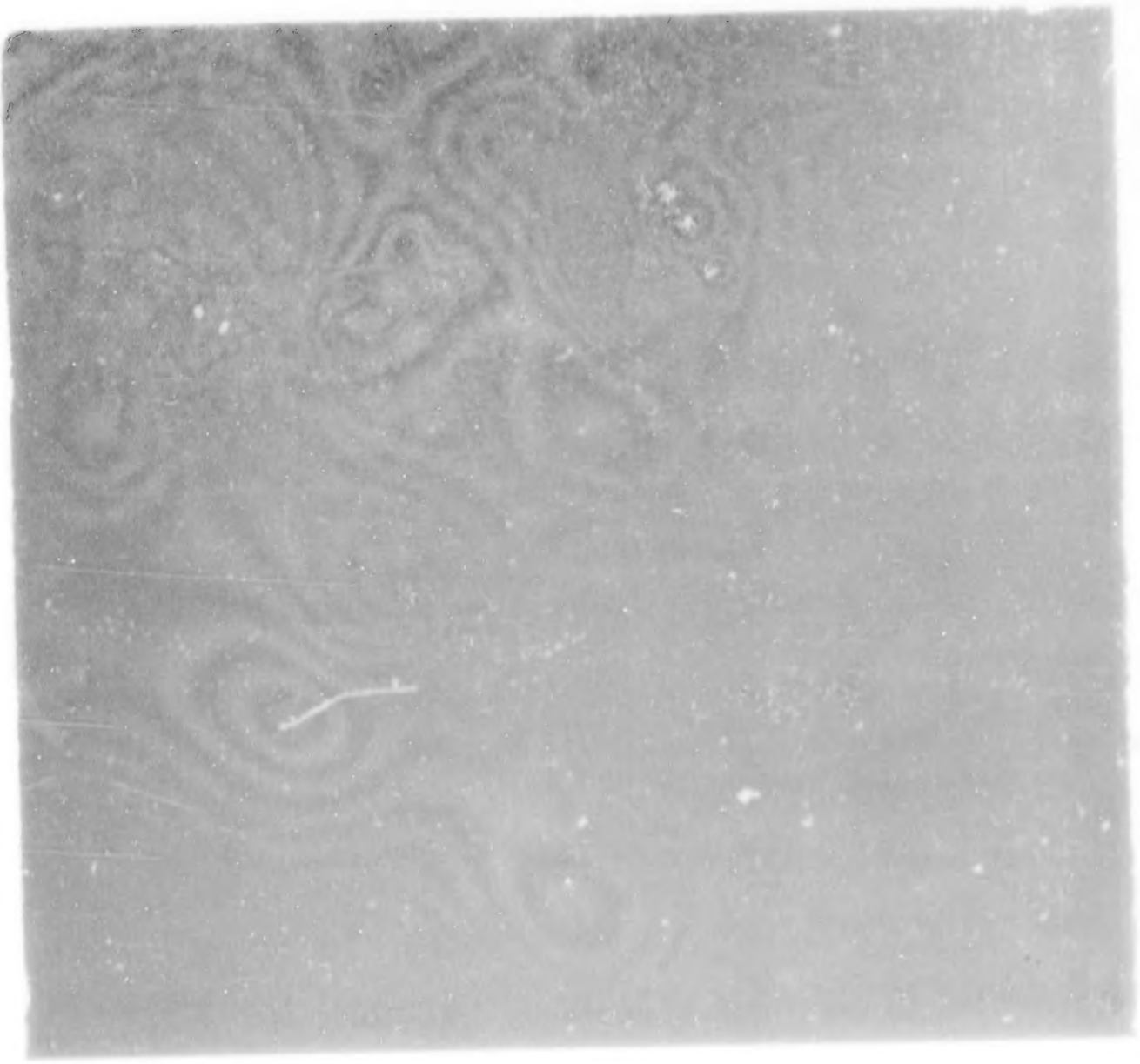
Analyse de la variance

pour le niveau de mixité 3

(quantité d'apprentissage, automne 1973)

Sources de variation	Carrés moyens	Degré de liberté	F
Orientation	.376	1	1.0
Sexe	.011	1	1.0
Orientation x Sexe	.036	1	1.0
Erreur	1.265	356	

MINISTÈRE DE L'ÉDUCATION
DIRECTION GÉNÉRALE DE



Réalisé par le Service général des communications
du ministère de l'Éducation 7677-680

Code : 50 2018